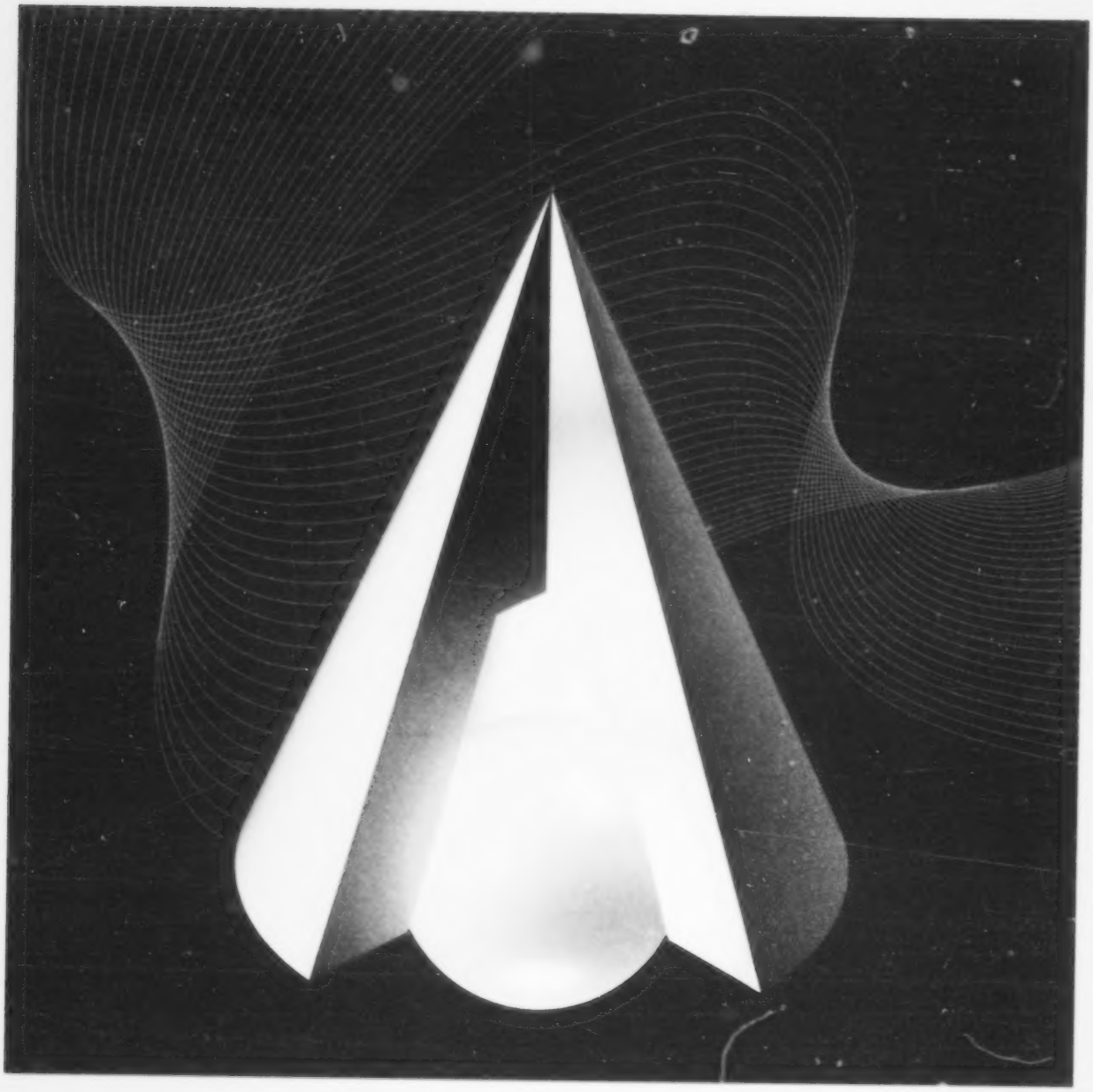
Documents de recherche

Études analytiques

Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi

par Mikal Skuterud

N° 250



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On invite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques et suggestions. Une liste des titres figure à la fin de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux coordonnateurs statistiques provinciaux, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ils peuvent être téléchargés à partir d'Internet à *www.statcan.ca*.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804

Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi

par Mikal Skuterud

11F0019 N° 250
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-79849-X

Division des études de la famille et du marché du travail
Statistique Canada

Ottawa (Ontario), K1A 0T6
Téléphone : (613) 951-3881
Télécopieur : (613) 951-5403

Avril 2005

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté » de, s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, de l'issue, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forum et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable de Services d'octroi de licences, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Le présent document comprend un chapitre tiré de ma dissertation de doctorat que j'ai rédigé lorsque j'étais étudiant de troisième cycle à l'Université McMaster. L'accès aux microdonnées canadiennes utilisées pour l'étude s'est fait en vertu d'un contrat conclu avec Statistique Canada. Je tiens à remercier Deborah Sunter et Jacques Ouellet d'avoir facilité cet accès. Je remercie également John Baldwin d'avoir mis à ma disposition des données non publiées provenant de l'Enquête annuelle des manufactures, et José Campa, de m'avoir fourni les données sur les échanges commerciaux des industries. Dans la rédaction de la présente communication, j'ai également bénéficié de précieuses observations formulées par Peter Kuhn, Lonnie Magee et John Burbidge ainsi que par des participants à des séminaires tenus à l'Université McMaster, à l'University of California de Santa Barbara, à l'Université McGill, à l'Université Simon Fraser, à l'Université de l'Alberta, à l'Université Carleton et à l'Université de Windsor.

Table des matières

1. Introduction 4

2. Données 6

3. Effets de composition 10

4. Réaffectation sectorielle 16

5. Effets des salaires versés par les entreprises 19

6. Transitions d'employeur à employeur 22

7. Sommaire 26

Tableaux 27

Annexe A Variation des taux de RECE d'une période à l'autre, par industrie 49

Annexe B Méthode d'estimation des moindres carrés pondérés 51

Bibliographie 52

105-05503/

Résumé

Des données tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) montrent que le pourcentage de travailleurs occupés cherchant un autre emploi a plus que doublé au Canada entre 1976 et 1995. Des données comparables tirées de la Current Population Survey (CPS), de la Panel Study of Income Dynamics (PSID) et de la National Longitudinal Survey (NLS) semblent indiquer que les États-Unis ont connu une tendance à la hausse remarquablement semblable au cours de cette période en ce qui a trait aux taux de recherche d'emploi en cours d'emploi (RECE). En utilisant des données américaines pour compléter les données canadiennes chaque fois où cela est possible, nous essayons d'expliquer dans la présente communication cette tendance générale à long terme observée dans les taux de RECE au Canada, notamment en effectuant une décomposition et des analyses au niveau des industries ainsi qu'en prenant en considération des variations concomitantes observées dans les taux de transition d'employeur à employeur et dans les avantages salariaux liés au changement d'emploi. Les résultats obtenus dans l'examen des données relatives aux deux pays laissent penser qu'une partie importante de la tendance à la hausse des taux de RECE ne s'explique pas par des effets de composition, y compris les effets de cohorte. L'augmentation de la RECE semble également s'être produite de manière indépendante de la hausse de l'insécurité en matière d'emploi due à des variations brusques de la demande dans des secteurs précis et des tendances relatives à la dispersion des valeurs salariales logarithmiques résiduelles. Les données examinées concordent le plus avec une diminution à long terme des coûts de la recherche d'emploi.

Mots clés : roulement du personnel; différence de salaires.

JEL : J630 J310

1. Introduction

D'une façon générale, on pense que de nos jours, les travailleurs sont moins portés que dans les années 1960 et 1970 à avoir un sentiment d'engagement ou d'allégeance à l'égard de leur employeur. Selon Albert Hirschman, on croît généralement que les travailleurs qui éprouvent de l'insatisfaction dans leur travail sont de plus en plus susceptibles de réagir en quittant leur emploi plutôt qu'en exprimant verbalement leur insatisfaction ou en restant fidèles à leur employeur[1]. On attribue cette tendance à au moins deux développements observés sur le plan économique. Premièrement, les travailleurs ont l'impression que la culture de l'emploi à vie et de l'engagement réciproque de l'employeur et de l'employé a été sacrifiée au cours des récessions et des réductions d'effectifs dans les entreprises dont on a largement fait état au début des années 1980 et 1990. Deuxièmement, l'augmentation du niveau d'instruction laisse penser que l'importance relative du capital humain en général, par opposition aux compétences propres à des entreprises en particulier, pourrait avoir augmenté de façon marquée au cours des trois dernières décennies. Quel que soit le facteur pris en considération, on estime que les travailleurs qui ont aujourd'hui entre vingt et quarante ans se comportent davantage comme des « agents libres » que comme des employés fidèles à l'entreprise, et qu'ils s'identifient à leurs compétences transférables plutôt qu'à l'entreprise pour laquelle ils travaillent[2].

Mais même si ces perceptions sont très répandues, tant dans la presse en général que dans les textes spécialisés sur les ressources humaines, les spécialistes de l'économie ont du mal à trouver des preuves de changements à long terme en ce qui a trait à la fidélité des travailleurs à leur emploi. On constate cette absence de preuves aussi bien dans les études centrées sur la distribution des durées d'occupation des emplois que dans les études directes de la fréquence des cessations d'emploi volontaires ou involontaires. Les résultats des analyses des données relatives à la durée d'occupation d'emplois réguliers recueillies dans le cadre de l'Enquête sur la population active (EPA) entre 1976 et 1995 (les données canadiennes présentent un avantage relatif, étant donné que la Current Population Survey (CPS) réalisée mensuellement aux États-Unis ne recueille pas de données sur la durée d'occupation d'emploi) n'indiquent pas une augmentation générale de l'instabilité en emploi chez les travailleurs, et ce, dans l'ensemble de la distribution des durées d'occupation d'emploi. Il semble plutôt y avoir eu une polarisation du milieu de la distribution des durées d'occupation d'emploi, avec une hausse des probabilités en ce qui a trait aux durées d'occupation relativement brèves et aux durées d'occupation relativement longues (Green et Riddell, 1996, Heisz, 1996). De manière analogue, dans un ouvrage publié récemment et portant sur les changements survenus dans les relations d'emploi aux États-Unis durant les années 1990, Neumark (2000) en arrive à la conclusion que même s'il y a certaines preuves d'un affaiblissement des liens existants entre les employeurs et les employés, l'ampleur de ces changements n'a pas été suffisamment importante pour pouvoir en inférer l'existence de tendances à long terme.

Le présent article fournit de nouvelles preuves d'un changement à long terme dans la fidélité des employés à l'égard de l'employeur en mettant l'accent sur un aspect qui est peut-être un

1. Voir Albert Hirschman (1971), *Exit, Voice and Loyalty*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

2. Cette perception a été exprimée récemment dans une enquête sur la jeunesse (« Survey of Youth ») réalisée par la revue *The Economist* (23 décembre 2000).

indicateur plus robuste d'une tendance, à savoir le pourcentage de travailleurs occupés qui cherchent un autre emploi. À l'aide de données tirées de l'EPA et de trois sources de données américaines contenant de l'information sur les activités de recherche d'emploi de travailleurs occupés, à savoir la *Current Population Survey* (CPS), la *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) et deux cohortes de la *National Longitudinal Survey* (NLS), nous avons établis des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi (RECE) relatifs aux travailleurs salariés, pour la période de 1976 à 1995. Les données ainsi obtenues pour les Canada et les États-Unis laissent penser qu'au milieu des années 1990, les employés présentaient des probabilités de chercher un autre emploi qui étaient un peu plus de deux fois supérieures à ce qu'elles étaient au milieu des années 1970. Des analyses de décomposition laissent penser qu'une partie importante de la tendance observée dans le cas des deux pays ne peut être expliquée par des effets de composition, y compris les effets de cohorte. Les hausses des taux de RECE semblent être plutôt de réels effets de période qui touchent tous les types de travailleurs. Ces effets de période semblent avoir eu lieu de manière indépendante de l'augmentation de l'insécurité d'emploi due à des reculs de la demande dans des secteurs précis et aux hausses concomitantes observées dans la dispersion des valeurs salariales logarithmiques résiduelles. D'après les variations observées dans les taux de transition d'employeur à employeur et dans les avantages résultant du changement d'emploi au cours de la période visée, les données semblent concorder le plus avec une diminution à long terme des coûts liés à la recherche d'emploi.

Il existe maintenant trois types distincts de documentation économique portant sur la recherche d'emploi en cours d'emploi. Le premier type consiste en une documentation étonnamment peu volumineuse sur la fréquence et les déterminants de la RECE. Dans le cas des États-Unis, cette documentation comprend une étude de Rosenfeld (1977) dans laquelle on a utilisé un supplément spécial de la CPS réalisé en mai 1976, une étude de Black (1981), dans laquelle on a eu recours à un échantillon de chefs de ménage tiré de la PSID de 1972, ainsi qu'une étude de Meisenheimer et Ilg (2000), dans laquelle on a utilisé les suppléments de la CPS relatifs aux travailleurs occasionnels réalisés en février 1995, 1997 et 1999. Dans le cas du Royaume-Uni, la documentation comprend une étude de Pissarides et Wadsworth (1994), dans laquelle on a eu recours à la *British Labour Force Survey* de 1984. Les données de l'EPA (Canada) relatives à la RECE qui sont examinées dans la présente étude n'ont pas été analysées ailleurs.

Il existe également une documentation empirique portant sur l'efficacité de la recherche d'emploi en cours d'emploi et de la recherche d'emploi en cours de chômage. Blau et Robins (1990) et Holzer (1987) ont estimé des modèles réduits de la recherche d'emploi. Une difficulté majeure que comportent ces études est la détermination de la mesure dans laquelle les différences estimées sont dues à l'hétérogénéité des capacités individuelles de recherche non observées. Essayant de corriger l'erreur due à cette hétérogénéité, Jones et Kuhn (1996) ont concentré leur attention sur un échantillon de travailleurs qui ont reçu des avis de licenciement avec des délais différents. D'une manière similaire, Burgess et Low (1992) se sont penchés sur la question de savoir si l'intensité de recherche d'emploi avant le chômage est accrue lorsque l'avis de licenciement est reçu d'avance, tandis que Gottschalk et Maloney (1985) ont voulu déterminer si la recherche d'emploi en cours d'emploi ou en cours de chômage a une incidence sur les probabilités de trouver un emploi, dans le cas des travailleurs qui reçoivent un préavis. Enfin, Belzil (1996) a estimé un modèle de recherche d'emploi d'agent représentatif.

Le troisième type de documentation est constitué de modèles théoriques de recherche d'emploi auxquels on a essayé d'intégrer la RECE. Dans ce domaine, le défi consiste à créer des modèles comportant des stratégies de recherche endogènes et dans lesquels la recherche d'emploi en cours d'emploi et la recherche d'emploi en cours de chômage sont en équilibre. Lorsque l'une de ces stratégies de recherche est plus efficace pour trouver davantage d'offres salariales ou des offres plus avantageuses, il n'y a évidemment pas d'équilibre. Les progrès initiaux effectués dans le cas de cette documentation sont les modèles à équilibre partiel de Burdett (1978), Jovanovic (1979) et Mortensen (1986), qui sont fondés sur l'hypothèse que toutes les entreprises n'offrent pas le même salaire au cours d'une période donnée et que tant les travailleurs occupés que les travailleurs au chômage sont en mesure de tirer un salaire de la même distribution non dégénérée des salaires qui décrit ces offres. La difficulté, dans le cas de ces modèles, réside dans le fait qu'ils ne tiennent pas compte, en ce qui a trait au marché du travail, du facteur de la demande. Burdett et Mortensen (1980) et Pissarides (1994) proposent des approches tout à fait différentes pour modéliser l'équilibre de la recherche dans le cas de la RECE.

Le reste du présent article est structuré de la manière décrite ci-après. Dans la section 2, on analyse les données et les tendances relatives à la RECE, en ce qui a trait au Canada et aux États-Unis. Dans la section 3, on examine le rôle que jouent les effets de composition, y compris le niveau d'instruction supérieur, le nombre croissant d'emplois temporaires et les effets de cohorte. Dans les sections 4 et 5, on a recours à des analyses effectuées au niveau des industries pour examiner respectivement l'importance des tendances en matière de réaffectation sectorielle et l'augmentation de l'inégalité salariale résiduelle. Enfin, dans la section 6, dans le but de faire concorder les résultats de l'étude avec les données de la documentation existante sur les tendances en matière d'instabilité d'emploi et de fournir des preuves sur l'importance relative de la diminution des coûts liés à la recherche d'emploi, on se penche sur des tendances concomitantes relatives aux taux de transition d'un emploi à l'autre et aux avantages résultant du changement d'emploi. Les résultats de l'étude sont résumés dans la section 7.

2. Données

Les données utilisées pour créer des séries chronologiques sur la RECE relatives au Canada et aux États-Unis sont présentées dans la tableau 1. Cinq séries différentes prouvent l'existence d'une tendance à la hausse aux États-Unis. Premièrement, dans le cadre de la PSID, au cours de chaque année de la période de 1969 à 1975, on a posé la question suivante à tous les chefs de ménage : « Avez-vous songé à chercher un nouvel emploi ou allez-vous garder l'emploi que vous occupez actuellement? » Cette question a été supprimée dans les questionnaires utilisés lors des enquêtes de 1976, 1977 et 1978, mais elle a été réintroduite en 1979 et conservée jusqu'en 1987, en gardant le *même* libellé et la *même* place dans l'ordre des questions de la PSID relatives à l'emploi qu'en 1975. Il n'y a donc pas de raison de penser que les données relatives aux périodes 1969-1975 et 1979-1987 ne sont pas comparables. En outre, dans le cadre de la PSID, au cours de chaque année entre 1979 et 1987, on a posé à tous les répondants qui songeaient à se chercher un nouvel emploi la question supplémentaire suivante : « Avez-vous fait des démarches particulières à cet égard? » Les réponses à ces deux questions renseignent sur les tendances relatives à la RECE en ce qui trait aux années 1970 et à la première moitié des années 1980.

En 1988, on a apporté deux changements importants qui ont eu une incidence sur les données relatives à la RECE contenues dans la PSID. Premièrement, la question à deux volets a été supprimée et remplacée par une seule question à laquelle on a ajouté une période de référence : « Avez-vous cherché un autre emploi au cours des quatre dernières semaines? » Deuxièmement, l'échantillon a été élargi afin d'inclure les épouses des chefs de ménage. Bien que ce dernier changement ait beaucoup amélioré la valeur des données sur la RECE contenues dans la PSID grâce à une augmentation importante de la taille de l'échantillon, le changement précédent a interrompu la continuité de la série chronologique 1969-1987. Heureusement, tant en mai 1976 qu'en mai 1977, la CPS comprenait un supplément spécial dans lequel on a posé à tous les répondants qui occupaient un emploi depuis au moins quatre semaines une question essentiellement *identique* à la nouvelle question introduite dans la PSID : « Au cours des quatre dernières semaines, avez-vous cherché un autre emploi? » Dans la mesure où l'échantillon de la PSID a conservé sa représentativité nationale depuis sa création en 1968, on peut tirer de la CPS un échantillon commun de chefs de ménage et d'épouses pour produire des taux de RECE comparables pour 1976-1977 ainsi que pour la période postérieure à 1987. En utilisant les estimations de la CPS comme données de référence, Fitzgerald, Gottschalk et Moffitt (1998) ont constaté qu'en dépit de la perte de 50% de l'échantillon de la PSID d'origine de 1968, il n'y a pas de preuves solides d'une réduction de la représentativité de cet échantillon par déperdition échantillonnale jusqu'en 1989. Par conséquent, les données de la CPS et de la PSID devraient apporter des preuves supplémentaires concernant les tendances en matière de RECE en ce qui a trait aux deux dernières décennies.

Des enquêtes annuelles choisies relatives à deux cohortes de la NLS contiennent également des questions sur la RECE avec la mention d'une période de référence de quatre semaines. Dans le cadre de la *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) de 1984, on avait posé la question suivante à tous les travailleurs occupés : « Avez-vous cherché d'autre travail au cours des quatre dernières semaines? » Dans le cadre de la *Survey of Work Experience of Young Women* (NLSYW) menée en 1985 et en 1987, on avait posé la même question aux travailleurs occupés : « Avez-vous cherché d'autre travail au cours des quatre dernières semaines? » Dans ce cas aussi, des échantillons comparables tirés de la CPS de 1976 et 1977 sont comparés avec les taux de RECE tirés des échantillons précités de la NLS du milieu des années 1980[3]. Toutefois, à la différence de la comparaison effectuée avec les données de la PSID, on pourrait s'attendre à ce que les taux tirés de la NLS excèdent ceux fondés sur la question posée dans la CPS, toutes choses égales par ailleurs, étant donné que la question de la NLS fait référence à d'« autre travail », alors que celle de la CPS fait référence à un « autre emploi ». On peut affirmer que des travailleurs qui cherchent un emploi *supplémentaire*, par opposition à un *nouvel* emploi, sont plus susceptibles de répondre par l'affirmative à la question de la NLS. En raison de cette différence entre les libellés des questions, les données sur la RECE tirées de la NLS n'ont pas été utilisées dans l'analyse subséquente.

3. La NLSY comprenait en fait la question sur la RECE au cours de chacune des années de la période de 1979 à 1984. Toutefois, cet ensemble de données longitudinales a trait à une cohorte en particulier composée de personnes nées entre 1957 et 1965, de sorte que les variations dans la fréquence de la RECE dans ces six échantillons comprennent, outre toute tendance relative aux séries chronologiques, également les effets de l'âge.

Les taux de RECE ainsi obtenus pour les États-Unis sont représentés graphiquement dans la figure 1. Tout au long de l'analyse, nous avons utilisé la totalité des échantillons de la PSID et de la NLSY, y compris les échantillons supplémentaires relatifs aux personnes à faible revenu, ainsi que les facteurs de pondération de la CPS, de la PSID et de la NLS. Toutefois, nous avons exclu de la NLSY l'échantillon supplémentaire relatif aux militaires, étant donné qu'il n'y a pas d'échantillon comparable dans la CPS. Tous les taux sont fondés sur l'échantillon de travailleurs occupés âgés de 16 ans et plus, à l'exclusion des travailleurs mis à pied temporairement. La difficulté concernant la décision à prendre en matière de recherche de travail est probablement très différente dans le cas des travailleurs autonomes, de sorte que l'analyse limite également l'échantillon dès le début aux travailleurs salariés. Enfin, lorsque la question mentionne une période de référence de quatre semaines, l'échantillon est limité aux employés qui occupaient un emploi depuis au moins quatre semaines, afin d'éviter d'inclure dans l'étude des personnes qui cherchaient un emploi en cours de chômage. Malgré l'utilisation de ces sources de données assez différentes les unes des autres, toutes les séries chronologiques laissent penser que la fréquence de la RECE a à peu près doublé entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980. La proportion de personnes « songeant à chercher un nouvel emploi » a augmenté et est passé d'environ 12% en 1975 à 24% en 1985, tandis que la proportion de personnes « cherchant un autre emploi » est passée d'environ 4% à 8% entre 1976 et 1988. Comme on pouvait s'y attendre, les réponses aux questions de la NLS portant sur la recherche « d'autre travail » semblent surestimer la hausse du taux de RECE constatée en utilisant la question d'origine à deux volets de la PSID qui fait référence expressément à la recherche d'un nouvel emploi. Pris ensemble, les volets 1 et 2 donnent l'assurance que la hausse du taux de RECE reflète une recherche d'emplois de remplacement comportant un réel effort de recherche. Il est également utile de souligner que la tendance ascendante semble être antérieure à la culture de réduction des effectifs qui est couramment associée aux récessions du début des années 1980 et 1990. Cette constatation fait naître des doutes au sujet du rôle joué par les réactions des entreprises à ces ralentissements économiques en ce qui a trait à la diminution de la fidélité à l'égard de l'employeur.

Bien que les résultats précités permettent clairement de tirer des conclusions, les séries chronologiques américaines sont imparfaites, en raison des interruptions qu'elles présentent et de la taille relativement petite des échantillons de la PSID et de la NLS. Les séries canadiennes présentées dans la figure 2 représentent une amélioration importante par rapport aux séries américaines, et ce, en ce qui a trait aux deux lacunes susmentionnées. L'EPA est une enquête mensuelle représentative de l'ensemble de la population canadienne et comportant des tailles d'échantillon supérieures à 25 000 personnes pour chaque mois entre 1976 et 1995 (les tailles d'échantillon moyennes pour toutes les séries sont indiquées dans le tableau 1). En outre, la version mensuelle de base de l'EPA contenait une question sur la RECE qui était posée tous les mois à *tous* les répondants occupant un emploi et ayant accumulé des heures de travail au cours de la semaine de référence, et cette question est restée inchangée tout au long de cette période de vingt ans. La présente étude est la première dans laquelle on analyse ces données[4]. L'analyse des

4. En raison de considérations liées à la confidentialité, la variable relative à la RECE n'a jamais été incluse dans les fichiers à grande diffusion de l''EPA entre 1976 et 1995. Statistique Canada a cessé de recueillir *toute* information sur les activités de recherche d'emploi de travailleurs occupés avec le remaniement de l'EPA de 1995.

fichiers de mars de l'EPA et de l'échantillon commun de travailleurs salariés âgés de 16 ans et plus et ayant une durée d'occupation d'emploi d'au moins un mois montre une tendance ascendante à long terme de la RECE remarquablement constante au Canada. Les séries canadiennes laissent également penser que les taux de RECE ont à peu près doublé entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980. Plus précisément le taux à augmenté et est passé d'un peu plus de 2% en 1976 à un peu plus de 4% en 1985. Bien que le taux ait continué d'augmenter tout au long da la deuxième moitié des années 1980 et au cours du début des années 1990, il ne fait pas de doute que cette croissance a ralenti. Ainsi, entre 1985 et 1995, le taux de RECE a varié d'un seul point, comparativement à une variation de plus de deux points au cours des dix années précédentes. Cette constatation concorde également avec les résultats obtenus dans l'étude des données américaines à l'aide de l'échantillon de la PSID, d'une taille beaucoup moindre. Fait intéressant, dans le cas de toutes les années comparables, les employés américains étaient deux fois plus susceptibles de chercher un autre emploi que les employés canadiens. Il se trouve qu'une analyse de décomposition effectuée à l'aide de renseignements sur l'industrie, la profession, la situation d'employé à temps partiel et de diverses caractéristiques démographiques ne permet pas d'expliquer cette différence. Dans le présent article, nous nous concentrons sur l'explication des tendances, en faisant abstraction des différences qui existent entre le Canada et les États-Unis; celles-ci pourront être étudiées dans le cadre de projets de recherche à venir.

Ayant déterminé l'existence de tendances à la hausse dans le taux de RECE, tant au Canada qu'aux États-Unis, entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990, il vaut la peine d'examiner de quelle manière ces augmentations de l'activité de recherche d'emploi ont varié entre certains groupes démographiques qui peuvent être définis de façon constante dans les données canadiennes et américaines. Le tableau 2 présente les taux de RECE et les variations en pourcentage de ces taux par groupe d'âge/sexe[5]. En accord avec les constatations de Pissarides et Wadsworth (1994) et de Meisenheimer et Ilg (2000), il y a très peu de différence dans les taux de recherche entre les hommes et le femmes. Il y a bien des écarts importants entre les jeunes hommes et les jeunes femmes aux États-Unis, mais ces différences disparaissent lorsque l'échantillon étudié n'est pas limité à l'échantillon de chefs de ménage et d'épouses de la PSID. Les trois sources de données indiquent des taux de RECE plus élevés chez les jeunes travailleurs. Ces constatations concordent également avec les résultats d'autres recherches et s'expliquent généralement de l'une des deux façons suivantes : i) les jeunes travailleurs disposent de plus d'années pour bénéficier des avantages liés aux changements d'emploi; ii) la qualité des emplois trouvés tend à augmenter au cours du cycle de vie, étant donné que les travailleurs améliorent leurs compétences et deviennent plus efficaces dans l'obtention et l'évaluation d'offres d'emploi. D'autre part, les différences pourraient être simplement le reflet d'effets de cohorte, les travailleurs plus jeunes ayant plus de compétences transférables ou une vision différente de la fidélité à l'entreprise. Le tableau 2 montre également que les hausses des taux de RECE ont eu lieu dans le cas de tous les groupes d'âge, tant chez les hommes que chez les femmes. Mesurés sous forme de variations en points de pourcentage, les hausses observées tendent à diminuer à mesure qu'augmente l'âge des travailleurs, tandis que le taux de variation des taux augmente avec l'âge. Malheureusement, sauf dans le cas des femmes âgées de 40 à 49 ans, ces variations

5. On a utilisé la PSID de 1993, plutôt que celle de 1995, parce que les données de 1993 représentent la plus récente publication finale (*Public Release* II) disponible. Un certain de nombre de variables utilisée dans la présente analyse, comme les codes d'industrie, ne sont pas disponibles dans le cas des fichiers de première publication (*Early Release*).

ne sont pas significatives sur le plan statistique dans les données américaines. Cela est dû à la petite taille de l'échantillon da la PSID de 1993, plutôt qu'à des écarts dans l'importance des variations observées entre les deux pays. Lorsqu'on utilise les échantillons d'une taille relativement importante de l'EPA, toutes les variations sont statistiquement significatives au niveau de 1%. Ces résultats laissent penser que les variations dans la distribution de la population active d'après l'âge ne peuvent expliquer les tendances, même si elles sont évidemment tout à fait cohérentes par rapport à d'autres effets de composition, y compris les effets de cohorte.

3. Effets de composition

3.1. Analyse de décomposition

La façon la plus simple d'étudier le rôle d'autres effets de composition consiste à introduire des variations hypothétiques dans les taux de RECE, en maintenant constante la distribution des caractéristiques observables, soit au milieu de années 1970, soit au milieu des années 1990[6]. Dans la mesure où l'importance des hausses estimées des taux de RECE entre deux années demeure semblable aux hausses réelles indiquées dans les figures 1 et 2, l'incidence des effets de composition peut être exclue. Les écarts entre trois paires différentes de taux de RECE sont décomposés comme suit : i) les taux américains de 1975 et 1985 tirés du volet 1 de la figure 1; ii) les taux américains de 1976 et de 1993 tirés du volet 3 de la figure 1; iii) les taux canadiens de 1976 et 1995 tirés de la figure 2. Étant donné que chaque source de données fournit des renseignements démographiques et sur le marché du travail différents, le fait d'effectuer la décomposition de trois façons distinctes améliore notre capacité d'expliquer les tendances.

La première étape dans la réalisation de ces décompositions comporte l'estimation de modèles probit qui prédisent de manière distincte, pour chacune des trois séries, soit le taux de RECE pour les premières années, soit le taux de RECE pour les dernières années. Les résultats de l'utilisation d'échantillons représentatifs relatifs aux premières années sont présentés dans le tableau 3. Les données des deux pays montrent que les travailleurs jeunes, possédant un meilleur niveau d'instruction et travaillant à temps partiel sont beaucoup plus susceptibles de chercher un autre emploi que les autres travailleurs[7]. En outre, tant les données de la CPS que les données de l'EPA semblent indiquer que les femmes mariées sont beaucoup plus susceptibles de déclarer une activité de recherche d'emploi en cours d'emploi que les hommes célibataires. On obtient d'autres résultats dignes de mention à partir de variables propres à l'une des sources de données. La PSID comporte une série de questions sur les préférences en ce qui a trait au nombre annuel

---

6. La paternité de cette méthode générale de décomposition des variations prédites a été attribuée à Oaxaca (1973) et Blinder (1973), même si ces auteurs ne l'ont jamais utilisée dans le contexte d'un modèle à variable dépendante binaire. Pour prendre connaissance d'exemples de décompositions dans un contexte de modèle probit, on se reportera à Even et MacPherson (1993) ainsi qu'à Doiron et Riddell (1993).

7. Il convient de souligner que dans la CPS, le travail à temps partiel est défini comme un nombre d'heures de travail hebdomadaire inférieur à 35, alors que dans l'EPA, il correspond à un nombre d'heures de travail hebdomadaire inférieur à 30. L'analyse laisse penser que les personnes qui travaillent entre 30 et 35 heures par semaine présentent des probabilités de faire de la RECE plus proches de celles du groupe des personnes travaillent moins de 30 heures que de celles du groupe de personnes travaillant plus de 35 heures par semaine. Sauf dans les cas où l'on distingue entre travail à temps partiel volontaire et travail à temps partiel involontaire, nous avons donc utilisé la définition américaine.

d'heures de travail. Les résultats de la colonne 1 révèlent que les employés qui préfèrent effectuer des heures supplémentaires sont beaucoup plus susceptibles de chercher un autre emploi que les travailleurs qui sont satisfaits du nombre d'heures de travail qui leur est offert. Cette constatation concorde avec celle d'Altonji et Paxson (1988), d'après laquelle les travailleurs sous-employés sont relativement plus susceptibles de quitter leur emploi, à moins de recevoir une compensation pour le faible nombre d'heures de travail. Les données canadiennes, qui contiennent des renseignements sur la raison de travailler à temps partiel, indiquent également une plus grande probabilité d'activités de RECE chez les employés qui estiment être sous-employés. Toutefois, les données de la PSID semblent indiquer que les travailleurs comparables sur le plan démographique qui estiment travailler un trop grand nombre d'heures ne sont pas beaucoup plus susceptibles de chercher un nouvel emploi. Fait qui peut étonner, les travailleurs payés à l'heure sont beaucoup plus susceptibles de chercher un nouvel emploi, alors que les travailleurs syndiqués ne semblent être que légèrement moins susceptibles de chercher un nouvel emploi. La constatation concernant les travailleurs payés à l'heure reflète probablement, du moins en partie, les effets importants de la durée d'occupation d'emploi indiqués dans la colonne 3, qui ne sont pas disponibles dans le cas des données américaines. Ces effets sont un résultat bien établi que Pissarides et Wadsworth (1994) attribuent aux travailleurs ayant une faible durée d'occupation d'emploi qui n'ont pas encore constaté les caractéristiques non pécuniaires de leur emploi et qui ont moins investi dans l'acquisition de compétences professionnelles particulières.

Ayant établi des modèles probit à l'aide de chacun des échantillons représentatifs relatifs aux premières années, il est possible de prédire les probabilités de RECE dans le cas de chaque observation effectuée dans ces échantillons. La probabilité moyenne prédite $\overline{p}_t$ de RECE pour l'année t est donc simplement :

$$\overline{p}_t = \frac{1}{N_t} \sum_i \Phi(X_{it} \beta_t) \qquad (1)$$

où N_t représente la taille de l'échantillon pour l'année t, Φ la fonction de densité cumulative normale, X_{it} un vecteur de variables indépendantes (toutes des variables fictives) relatives à l'observation i effectuée dans l'année t, et β_t, le vecteur de coefficient estimé tiré du modèle probit à l'aide des données de l'année t. Étant donné que $\overline{p}_t$ est égale au taux de RECE réel pour l'année t, la hausse réelle des taux de RECE est $(\overline{p}_l - \overline{p}_e)$, où l et e représentent respectivement la dernière année et la première année. Cette variation peut être décomposée en une partie attribuable à des changements dans les caractéristiques, X_{it}, et en une partie attribuable à des changements dans les avantages liés à ces caractéristiques, β_t. Cette décomposition est effectuée en prédisant le taux hypothétique :

$$\overline{p}_l^0 = \frac{1}{N_l} \sum_i \Phi(X_{il} \beta_e) \qquad (2)$$

et en décomposant la hausse des taux entre la première année et la dernière année :

$$\bar{p}_l - \bar{p}_e = (\bar{p}_l - \bar{p}_l^0) + (\bar{p}_l^0 - \bar{p}_e) \qquad (3)$$

où les premier et deuxième termes sont généralement considérées respectivement comme la partie inexpliquée et la partie expliquée de la différence. Étant donné qu'il est tout aussi légitime de fonder cette décomposition sur des estimations probit, à l'aide des échantillons représentatifs relatifs à la dernière année, il existe bien sûr deux façons d'effectuer cette analyse[8]. Les résultats présentés dans la partie A du tableau 4 sont des estimations obtenues à l'aide des deux méthodes. Les résultats obtenus à l'aide des trois sources de données sont remarquablement semblables. Les estimations en hausse pour les États-Unis et les Canada obtenues à l'aide des données relatives au milieu des années 1970 et au milieu des années 1990 sont en fait identiques. Dans chaque colonne, les estimations semblent indiquer que les effets de composition peuvent expliquer tout au plus un tiers de la hausse du taux de RECE observée dans les deux pays.

Il est possible de décomposer la partie expliquée de la tendance pour déterminer les variations dues à chacune des variables indépendantes. Cette décomposition est effectuée en permettant uniquement la variation des éléments de β associés à une variable en particulier, lors du calcul du taux hypothétique. Ici, la difficulté réside dans le fait que dans le cas d'un modèle non linéaire, comme le modèle probit, la somme des variations calculées dues à chacune des variables ne correspond pas, en général, à la variation totale expliquée. Pour que les effets des diverses variables correspondent à la variation totale expliquée, il faut linéariser d'une manière ou d'une autre la fonction probit. En suivant l'approche de Even et MacPherson (1993), la méthode utilisée ici consiste à attribuer la valeur

$$(\bar{p}_l^0 - \bar{p}_e)_j = (\bar{p}_l^0 - \bar{p}_e) \cdot \frac{(\bar{X}_{jl} - \bar{X}_{je})\beta_{je}}{(\bar{X}_l - \bar{X}_e)\beta_e} \qquad (4)$$

à l'ensemble de variables fictives j. Le premier terme de la partie droite représente la variation totale expliquée, alors que le deuxième terme représente la proportion de la variation totale due à la variable j[9].

---

8. Dans le cas des données canadiennes, il est également possible d'utiliser des années autres que 1976 et 1995. Bien que nous n'en rendions pas compte dans le présent article, nous avons effectué des décompositions distinctes du taux de 1976 et des taux relatifs à chacune des années comprises entre 1977 et 1995. Les résultats étaient remarquablement semblables entre les diverses spécifications, ce qui souligne le fait qu'il y a peu à gagner en se concentrant sur des périodes plus brèves, à l'intérieur de la série de vingt ans.

9. Doiron et Riddell (1994) font remarquer qu'une faiblesse de cette méthode réside dans le fait qu'elle ne tient pas compte de la non-linéarité de la fonction probit. Selon ces auteurs, il vaut mieux prédire au niveau des moyennes de X_{it} et de prendre une approximation de premier ordre par série de Taylor de la fonction probit. L'écart expliqué peut être calculé par approximation de la manière suivante :

$$\Phi(\bar{X}_l \beta_e) - \Phi(\bar{X}_e \beta_e) \approx \frac{\partial \Phi(\psi)}{\partial \psi} \cdot (\bar{X}_l - \bar{X}_e) \cdot \beta_e \qquad (5)$$

où le premier terme de la partie droite représente la dérivée de la fonction probit évaluée à un emplacement arbitraire ψ. La part de cette variation qui est attribuable à la variable j est donnée par :

Les résultats obtenus en utilisant les estimations de paramètres relatives à la dernière année sont présentés dans la partie B du tableau 4. Encore une fois, les trois sources de données fournissent des résultats remarquablement semblables. Dans tous les cas, la variation de composition la plus importante était le changement vers une main-d'œuvre plus instruite. Dans le cas de toutes les années visées, les employés possédant une scolarité de niveau post-secondaire étaient beaucoup plus susceptibles de chercher un nouvel emploi, et entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990, leur proportion a augmenté et est passée, au États-Unis, de 35% à 51%, et au Canada, de 34%. à 48%[10]. Ces chiffres appuient quelque peu l'hypothèse selon laquelle l'acquisition de plus de compétences transférables a entraîné une diminution de la fidélité à une entreprise en particulier. Toutefois, les données des colonnes 2 et 3 laissent penser que ce changement ne peut pas représenter plus d'un sixième et d'un tiers des tendances observées aux États-Unis et au Canada respectivement. Outre les changements touchant la scolarité, les déplacements des travailleurs vers des emplois à temps partiel, non syndiqués du secteur des services semblent également avoir joué un modeste rôle dans l'augmentation du taux de RECE[11]. Fait qui peut paraître étonnant, les changements touchant la distribution des durées d'occupation d'emploi semblent avoir réduit, et non augmenté, l'activité de recherche d'emploi chez les travailleurs occupés. Cela s'explique par le fait qu'il y a eu une bifurcation de la répartition des durées d'occupation d'emploi, mais à tout le moins lorsque cette répartition est tronquée à un mois, la hausse des probabilités d'occuper un emploi pendant une longue période est supérieure à l'augmentation des probabilités d'occuper un emploi pendant une courte période. Enfin, les deux sources de données américaines indiquent que des variations dans la répartition selon l'âge et dans le taux de mariage ont contribué à accroître les taux de RECE. Ces résultats sont dus au fait que les échantillons étaient limités au chefs de ménages ainsi qu'aux chefs de ménage et à leurs

---

$$\frac{\partial \Phi(\psi)}{\partial \psi} \cdot (\overline{X}_{jl} - \overline{X}_{je}) \cdot \beta_{je} . \qquad (6)$$

Doiron et Riddell (1994) et, plus récemment, Morrisette et Drolet (2001), présentent des résultats obtenus au moyens des deux méthodes. Toutefois, il n'est pas clair s'il existe une différence significative. Exprimés sous forme de pourcentages de variation, les résultats obtenus avec les deux méthodes sont différents, mais exprimés sous forme de pourcentage de la variation totale expliquée dû à chacune des variables *j*, les résultats sont *identiques*. Cela s'explique par le fait que la dérivée de la fonction probit est une constante, de sorte que l'équation (6) divisée par la partie droite de l'équation (5) produit exactement le deuxième terme de la partie droite de l'équation (4). Une autre approche plus simple, adoptée par Morissette et Drolet (2001) et par Hamermesh (2001), et qui produit des résultats différents, consiste à linéariser par l'estimation d'un modèle probabiliste linéaire. Les résultats présentés dans la partie B du tableau 4 ne sont pas différents de manière significative de ceux obtenus à l'aide du modèle probabiliste linéaire.

10. En janvier 1989, le codage de la variable relative au niveau d'instruction de l'EPA a été modifié pour passer d'un codage fondé sur le nombre d'années terminées à un codage fondé sur le plus haut niveau de scolarité. Les conséquences de ce changement sont analysées en profondeur par Bar-Or et coll. (1995), et nous avons suivi l'approche de ces auteurs en ce qui a trait au codage.

11. Les déplacements vers le travail à temps partiel sont beaucoup plus importants dans l'explication des données canadiennes. Cela est dû simplement au fait que les États-Unis n'ont pas enregistré une augmentation semblable des taux d'emplois à temps partiel au cours de la période visée. De manière analogue, la diminution des taux d'emplois syndiqués est importante pour expliquer la hausse du taux de RECE aux États-Unis, mais non pour expliquer la hausse observée au Canada. Dans ce cas aussi, cela est dû simplement au fait que le Canada n'a pas connu une diminution semblable du taux d'emplois syndiqués durant la période visée.

épouses. En excluant les personnes à charge célibataires, qui présentent des probabilités de RECE inférieures à celles des chefs de ménage célibataires, l'effet estimé de l'état matrimonial devient négatif et significatif. Ce résultat combiné à une hausse de la proportion de personnes célibataires nous donne les effets estimés. L'effet d'âge inattendu est plus complexe, mais reflète des effets d'âge estimés qui diminuent moins graduellement que lorsque l'échantillon n'est pas limité aux chefs de ménage et à leurs épouses.

3.2 Emplois occasionnels

Si les changements vers une main-d'œuvre plus instruite et davantage d'emplois à temps partiel et non syndiqués dans le secteur des services peuvent expliquer seulement un tiers de la tendance à la hausse des taux de RECE, qu'est-ce qui explique la partie restante de cette tendance? Une faiblesse de l'analyse de décomposition décrite précédemment réside dans le fait qu'elle ne peut rendre compte de changements de composition qui ne sont pas observés ou d'effets sur la RECE qui ne sont pas mesurés. Ce qui préoccupe particulièrement est l'absence, dans les données, de renseignements sur l'état de travailleur occasionnel. Il existe une idée très répandue et des preuves limitées selon lesquelles le nombre d'emplois temporaires et à contrat a augmenté de manière importante au cours des deux dernières décennies (voir Polivka (1996) ainsi que Segal et Sullivan (1997)). Étant donné que les travailleurs occupant des emplois temporaires sont plus susceptibles de prévoir leur cessation d'emploi, on s'attend à que ceux-ci présentent des probabilités beaucoup plus élevées de faire de la RECE que des travailleurs semblables bénéficiant de modalités de travail moins flexibles. Étant donné que les taux de travailleurs occasionnels pourraient n'avoir qu'une faible corrélation avec l'industrie, la profession, le nombre d'heures de travail hebdomadaire et les variables démographiques observées, l'estimation décrite dans la section 3 n'attribue pas assez d'importance aux changements de composition. Toutefois, nous nous attendons à ce que la fréquence du travail temporaire soit fortement corrélée avec les données sur la durée d'occupation d'emploi disponibles dans l'EPA. Cette supposition est confirmée par des estimations tirées de l'Enquête sur les horaires et les conditions de travail, un supplément spécial de l'EPA qui a été réalisé en 1995. Parmi les employés occupant leur emploi depuis moins d'un an, un peu plus de 30% ont affirmé occuper un emploi qui, à certains égards, n'était pas permanent. Le taux comparable relatif aux travailleurs occupant leur emploi—depuis plus de dix ans est inférieur à 2%. L'examen des variations des taux de RECE dans le cas des travailleurs ayant une longue durée d'occupation d'emploi devrait donc apporter des éclaircissement concernant l'importance de l'augmentation des emplois occasionnels.

Le tableau 5 contient les taux de RECE relatifs à un groupe de travailleurs dont nous pensons qu'ils sont fortement attachés à leur emploi—c'est-à-dire des hommes ayant une longue durée d'occupation d'emploi et travaillant normalement 40 heures par semaines et plus. Afin d'accroître la taille annuelle des échantillons, nous avons regroupé les vingt fichiers de mars (1976 à 1995) de l'EPA pour former quatre périodes. Les estimations montrent une hausse de la RECE dans le cas de l'ensemble des durées d'occupation d'emploi. Bien que les variations en pourcentage diminuent monotonement à mesure qu'augmente la durée d'occupation d'emploi, lorsque ces variations sont mesurées comme proportions des taux de la première période, elles sont beaucoup plus grandes chez les employés ayant une longue durée d'occupation d'emploi. Si l'on suppose une distribution binomiale simple et une variance donnée par $p(1-p)/N$, ces hausses

sont toutes hautement significatives sur le plan statistique. Fait révélateur, même les hommes ayant une durée d'occupation d'emploi de plus de 10 ans présentaient des probabilités plus de deux fois supérieures de chercher un autre emploi au milieu des années 1990 qu'au milieu des années 1970. De toute évidence, une partie importante de la tendance à la hausse observée dans les taux de RECE ne s'explique pas par l'augmentation du nombre d'emplois temporaires. D'une manière plus générale, les changements distributionnels vers d'autres types d'emploi de faible qualité et comportant des taux de roulement élevés, qu'ils soient expressément d'une durée déterminée ou non, ne permettent pas d'expliquer la tendance résiduelle.

3.3. Effets de cohorte

Il est toujours possible qu'aucun attachement individuel de travailleur vis-à-vis de son emploi n'ait diminué. Bien qu'il n'y ait que des preuves peu solides de l'existence d'effets de cohorte d'après les perceptions des travailleurs concernant l'engagement des entreprises à l'égard des employés et d'après l'augmentation du niveau de scolarité, ces effets peuvent néanmoins exister pour des raisons différentes. Il se peut que les travailleurs nés dans le contexte de la culture politique libérale des années 1960 aient acquis une vision différente de la fidélité à l'entreprise que les travailleurs nés avant 1940. Le tableau 6 présente les taux de RECE relatifs à quatre cohortes différentes des États-Unis.. Afin d'accroître la taille des échantillons, nous avons regroupé d'une part les deux échantillons de la CPS des années 1970 et, d'autre part, les six échantillons de la PSID des années 1988 à 1993. La première particularité que l'on remarque dans le tableau 6 est que les taux de RECE augmentent monotonement dans la cohorte. Ainsi, même en l'absence de tout changement dans le comportement individuel des travailleurs, nous devrions constater une hausse des taux de RECE en comparant entre eux des échantillons représentatifs relatifs aux années 1970 et aux années 1990. Mais que se passe-t-il avec les tendances lorsqu'on examine de près chacune des cohortes? En accord avec une explication d'effet de cohorte, les hausse importantes des taux de RECE semblent disparaître. Sauf dans le cas de la cohorte la plus jeune, aucune des variations d'une période à l'autre n'est statistiquement significative, en dépit du fait que tous les échantillons de cellule soient composés de plus de 3 500 personnes[12]. Ces résultats semblent encore plus convaincants dans le cas des données de l'EPA. Dans la figure 3, ont représente graphiquement les séries canadiennes de taux de RECE pour les quatre mêmes cohortes. Dans ce cas aussi, les taux de RECE augmentent avec l'année de naissance et les tendances à la hausse disparaissent lorsqu'on regarde à l'intérieur des cohortes. Sauf pour une modeste hausse au cours de la période initiale de la cohorte la plus jeune, les profils intracohortes sont remarquablement plats par rapport à la tendance générale présentée dans la figure 2. À prime abord, ces résultats semblent indiquer que les effets de cohorte peuvent expliquer la totalité de la tendance à la hausse des taux de RECE.

Le problème, évidemment, est que ces résultats découlent directement des deux principaux résultats présentés dans le tableau 2, c'est-à-dire que les taux de RECE augmentent avec le temps et diminuent à mesure que l'âge augmente. Si les effets de l'année et de l'âge sont d'égale importance, les profils intracohortes doivent être plats. Étant donné que les variables de l'année,

12. Il convient de souligner que dans la période 1976-1977, la plus jeune cohorte comprend seulement des jeunes âgés de 16 et 17 ans, de sorte que ces échantillons sont relativement petits, tant dans le cas des données américaines que dans le cas des données canadiennes. Cela explique les tendances différentes que présente cette cohorte.

de l'âge et de la cohorte ont entre elles une rapport de dépendance linéaire (cohorte = année – âge), on sait bien qu'il est impossible d'identifier correctement les trois variables si l'on ne sait rien de la forme d'au moins une de ces variables. Heureusement, il y a une bonne de raison de croire qu'il existe bel et bien des effets négatifs indépendants liés à l'âge. Dans le contexte du modèle de recherche standard avec RECE (voir Burdett, 1978 ou Mortensen, 1986), si les travailleurs occupés sont en mesure d'obtenir des salaires d'une répartition non dégénérée des salaires au cours de chaque période de leur vie, la probabilité d'obtenir un salaire supérieur à leur salaire actuel (le meilleur salaire obtenu jusqu'à maintenant) doit diminuer à mesure qu'augmente le nombre de salaires obtenus ou le nombre de périodes. La probabilité que des agents optimisateurs absorbent les coûts liés à la recherche d'emploi doit donc diminuer à mesure que le nombre de périodes ou l'âge augmentent. De plus, dans les cas où les agents ont une durée de vie limitée, les avantages escomptés de la RECE vont diminuer, simplement parce que la valeur actuelle de tout choix entraînant une amélioration salariale diminue à mesure que l'âge augmente. Si l'on admet l'existence d'effets de salaire négatifs indépendants, nous devrions alors nous attendre à une baisse des profils intracohortes de la figure 3. Qu'est-ce qui explique le fait que ces profils ont tendance à être plats? De toute évidence, il doit y avoir eu des effets de période d'une importance à peu près égale et agissant dans le sens opposé. Étant donné que nous pensons que les effets liés à l'âge doivent être assez importants, les effets de période doivent avoir une importance similaire. Cela porte à croire que les changements de composition, y compris les perceptions répandues de l'existence d'effets de cohorte, ne permettent pas d'expliquer une partie importante des tendances à la hausse observées dans les taux de RECE. La tendance résiduelle semble plutôt s'expliquer par l'existence de réels effets de période qui s'exercent sur les travailleurs de tous les âges et de toutes les cohortes.

4. Réaffectation sectorielle

Dans le but de déterminer le rôle de deux tendances bien établies du marché du travail qui présentent un lien plausible avec la tendance à long terme de la RECE, nous examinons, dans la présente section ainsi que dans la prochaine section, la différence existant entre les industries en ce qui a trait à la croissance des taux de RECE. Dans l'examen du rôle des tendances en matière de réaffectation sectorielle, décrit dans la présente section, nous avons porté un intérêt particulier à l'impact du processus de désindustrialisation que l'on a connu au Canada et au États-Unis tout au long des années 1980 et 1990. Comme l'affirme Lilien (1982) dans son explication du chômage cyclique, les variations de la demande en matière d'emploi entre secteurs de l'économie requièrent des réaffectations et entraînent donc une variation dans la fréquence des activités de recherche d'emploi. En suivant ce postulat, si les travailleurs de secteurs en déclin prévoient leur licenciement, et si les travailleurs de secteurs en expansion profitent de nouvelles occasions d'emploi, on peut s'attendre à des variations intrasectorielles en matière d'emploi au cours d'une période qui doivent être corrélées avec le niveau de RECE. D'une manière plus formelle, la probabilité qu'une personne *i* occupant un emploi dans le secteur *j* cherche un nouvel emploi au cours de la période *t* pourrait être déterminée à l'aide de l'équation suivante:

$$\Pr(RECE_{ijt}) = f\left(X_{i,}, \left|\Delta E_{jt}\right|\right) \qquad (7)$$

où X_i est un vecteur de caractéristiques propres à une personne, E_{jt} le niveau d'emploi dans l'industrie j au cours de la période t, et $f_2 > 0$. Cela implique que :

$$\Delta \Pr(RECE_{ijt}) = g\left(\left|\Delta E_{j,t+1}\right| - \left|\Delta E_{j,t}\right|\right) \tag{8}$$

en supposant que les termes de (7) sont séparables dans le temps. On peut alors obtenir des preuves du rôle que joue la réaffectation sectorielle en cherchant à savoir s'il existe une corrélation positive entre les variations intrasectorielles du taux de RECE et les différences entre les différences relatives aux variations intrasectorielles de l'emploi.

Une difficulté que comporte cette analyse a trait à la question de savoir jusqu'où les travailleurs remontent-ils dans le passé lorsqu'ils prennent la décision de chercher un autre emploi d'après des variations du niveau d'emploi. Idéalement, on pourrait étudier un certain nombre d'horizons temporels différents, mais malheureusement, l'analyse est limitée par les données disponibles sur la RECE. À l'aide des données tirées de l'EPA, qui contiennent des séries chronologiques plus complètes sur la RECE, nous avons établi les variations annuelles absolues (de mars à mars) du niveau d'emploi, au niveau sectoriel à deux chiffres, pour chaque année comprise entre 1976 et 1995. Dans la mesure où (7) explique le comportement relatif à la RECE, ces variations du niveau d'emploi devraient être corrélées avec les taux de RECE observés dans les fichiers de mars de l'EPA relatifs à chacune des années étudiées. Une des conséquence de ce niveau de détail sectoriel est que les tailles des cellules, notamment dans le cas des industries manufacturières, sont faibles au point de représenter une source de préoccupation. C'est pourquoi nous avons concentré notre attention sur les taux de RECE moyens et sur les variations du niveau d'emploi à l'intérieur de quatre périodes de cinq ans : 1976-1980, 1981-1985, 1986-1990 et 1991-1995. Tant que f_{22} est près de 0 sur l'arc de variations du niveau emploi figurant dans les données, ce regroupement ne porte pas à conséquence. En outre, dans tous les cas, les estimations de la RECE relatives aux corrélations sont complétées par des estimations obtenues au moyen d'une méthodes des moindres carrés pondérés, qui sert à pondérer les observations d'après la taille des échantillons qui sont utilisés pour produire les taux relatifs aux diverses industries. Les détails de cette estimations sont fournis dans l'annexe B.

Avant d'examiner les corrélations, il est utile de comparer les variations des taux de RECE observés à l'intérieur des industries canadiennes au cours des quatre périodes de cinq ans. Ces taux relatifs à 45 secteurs à deux chiffres sont présentés dans le tableau A1. Au moins deux résultats dignes de mentions ressortent parmi ces données. Premièrement, les hausses des taux de RECE sont remarquablement répandues, aucun secteur n'ayant apparemment connu une diminution nette de l'activité de recherche d'emploi entre la fin des années 1970 et le début de 1990. Deuxièmement, les hausses sont, en moyenne, plus importantes au sein des secteurs produisant des services que dans les secteurs produisant des biens. Or compte tenu de la tendance à la baisse des emplois manufacturiers au cours de cette période, cette constatation laisse planer certains doutes concernant le rôle joué par l'insécurité d'emploi accrue dans l'augmentation du taux de RECE.

La figure 4 présente les corrélations entre les variations des taux de RECE et les différences entre les différences relatives aux variations du niveau d'emploi. Compte tenu des différences que présentent en matière d'emploi les secteurs manufacturiers et les secteurs des services au cours

de cette période, les volets de cette figure montrent cette relation d'une manière distincte pour les secteurs produisant des biens et les secteurs produisant des services. De toute évidence, les résultats n'appuient pas l'hypothèse selon laquelle les secteurs qui connaissent une instabilité d'emploi relativement importante devraient enregistrer les hausses les plus importantes en matière de RECE. Cette constatation met en doute l'importance des tendances relatives à la réaffectation sectorielle dans l'explication de la hausse des taux de RECE. Toutefois, il se peut que la décision d'effectuer une recherche d'emploi figurant dans l'équation (7) soit fondée sur des valeurs retardées de $RECE_{ijt}$ et des variations du niveau d'emploi à long terme. Nous devrions voir alors une relation en forme de U entre les variations du niveau d'emploi de différence première et les taux de RECE en hausse. Dans la figure 5, on présente cette corrélation en utilisant aussi bien les données canadiennes que les données américaines. Afin de rendre les résultats canadiens comparables avec les résultats américains, nous avons concentré notre attention sur la période allant du milieu des années 1970 à la fin des années 1980, au cours de laquelle les taux agrégés de RECE semblent avoir à peu près doublé. Les taux de RECE relatifs à 37 secteurs à deux chiffres des États-Unis figurent dans le tableau A2. Semblables aux variations intrasectorielles des taux de RECE observées au Canada, les données américaines révèlent des hausses remarquablement répandues qui sont, en moyenne, plus importantes au sein des secteurs producteurs de services que dans les secteurs producteurs de biens. Lorsqu'on représente graphiquement ces données par rapport aux variations de première différence du niveau d'emploi (figure 5), les brusques variations de la demande relatives à des secteurs en particulier semblent jouer un certain rôle dans l'explication des hausses des taux de RECE. Bien que les résultats relatifs aux secteurs producteurs de biens soient tous non significatifs sur le plan statistique, les estimations relatives aux secteurs producteurs de services des deux pays portent maintenant à croire qu'il existe une corrélation positive légèrement significative. Étant donné qu'il y a relativement peu d'industries qui ont enregistré des diminution de l'emploi au cours de cette période, on peut affirmer qu'il n'est pas étonnant de ne pas constater une corrélation négative[13].

Toutefois, un examen plus approfondi de ces résultats confirme encore une fois nos doutes concernant le rôle joué par les tendances en matière de réaffectation sectorielle. Premièrement, en dépit des corrélations positives que l'on peut voir dans la figure 5, les relations estimées impliquent des taux de RECE en hausse même dans les cas où les niveaux d'emploi sont stables. Comme le montre la figure 6, la majeure partie de la corrélation positive qui est observée peut être expliquée, du moins dans le cas du Canada, par une hausse des taux relatifs aux emplois à temps partiel et temporaires dans le secteur des services. Deuxièmement, en dépit des brusques variations négatives de la demande ressenties dans de nombreux secteurs tout au long de la récession du début des années 1990, les données relatives au secteur manufacturier canadien pour cette période n'indiquent pas non plus que l'augmentation de l'insécurité en matière d'emploi pourrait avoir joué un rôle. Dans les trois premiers volets de la figure 7, on présente des variations dans les niveaux d'emploi chez les travailleurs de la production à l'aide des données de l'Enquête annuelle des manufactures (EAM). Les taux annuels de perte d'emplois, représentés graphiquement dans le troisième volet et calculés dans le cas de chaque industrie, correspondent aux pertes d'emplois résultant de toutes les réduction d'effectifs d'usines et de fermetures

13. Comme le laissent penser les tracés de la figure 5, le regroupement des branches productrices de biens et des branches productrices de services et l'ajout d'un terme quadratique ne fournit aucune preuve d'une corrélation négative dans l'éventail de variations logarithmiques négatives du niveau d'emploi.

d'usines qui ont eu lieu entre deux années et qui sont fonction du total des emplois de la première année[14]. Quelle que soit la mesure utilisée, tant les estimations obtenues à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires que les estimations obtenues à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés sont maintenant non significatives sur le plan statistique, en dépit du fait que toutes les industries, à l'exception de celle des produits en caoutchouc et des matières plastiques, aient connu des variations négatives du niveau d'emploi durant cette période. De plus, des variations du salaire moyen des travailleurs de la production semblent être, à tout le moins, *positivement* corrélées avec les hausses des taux de RECE. Enfin, dans les cinquième et sixième volets de la figure 7, on examine le niveau et le variations du rapport des importations à la consommation interne par industrie[15]. Dans ce cas aussi, quelle que soit la mesure utilisée, les estimations sont tout à fait non significatives. De toute évidence, il n'y a pas de preuves qu'une plus grande insécurité en matière d'emploi, attribuable à une concurrence croissante des importations, ou tout autre variation brusque négative de la demande, aient contribué à accroître les taux de RECE. Pris ensemble, ces résultats portent à croire qu'un facteur autre que les tendances en matière de réaffectation sectorielle est à l'origine de la variation observée dans le comportement en matière de recherche d'emploi chez les travailleurs américains et canadiens.

5. Effets des salaires versés par les entreprises

Une autre explication des effets de période décrits dans la section 3 est fondée sur la prise en compte des inégalités intrasectorielles en matière de rémunération. Prenons l'équation des gains logarithmiques :

$$\log w_{ijt} = X_{ijt} \beta_{jt} + u_{ijt} \qquad (9)$$

où w_{ijt} représente les gains hebdomadaires de la personne i dans l'industrie j dans l'année t, X_{ijt} un ensemble de caractéristiques observables, y compris les caractéristiques de capital humain, et u_{ijt} , un terme d'erreurs aléatoires indépendantes de distribution identique. Outre les heures de travail hebdomadaires et la capacité non observée de la personne i, le terme u_{ijt} devrait rendre compte des effets des salaires versés par les entreprises. Ceux-ci comprennent des facteurs non concurrentiels, comme la syndicalisation, une situation de monopole sur le marché du travail et la discrimination, des salaires déterminés en fonction de l'efficacité ainsi que les avantages pécuniaires obtenus qui varient d'une entreprise à l'autre selon la capacité individuelle non observée. Quelle que soit la source de ces effets des salaires versés par les entreprises, il est concevable qu'une variation de leur répartition au sein d'une industrie entraîne une hausse de la RECE, étant donné que les travailleurs recherchent de meilleures conditions salariales en changeant d'emploi à l'intérieur de leur secteur. Comme preuve que les effets des salaires des entreprises représentent un déterminant important de la RECE, Bhaskar et coll. (2002) montrent que les travailleurs occupant des emplois bien rémunérés sont moins susceptibles de chercher un

14 Ces données ont été fournies aimablement par John Baldwin, de la Division de l'analyse microéconomique de Statistique Canada.

15. Ces rapports sont établis à l'aide des données sur les importations par bien du Système de comptabilité nationale et d'après l'hypothèse selon laquelle la production perdue par une industrie en raison du commerce équivaut à la part de celle-ci de la production interne relative à chacun des biens importés.

autre emploi, et lorsqu'ils en cherchent, ils le font avec moins d'intensité que des travailleurs par ailleurs semblables mais occupant des emplois moins bien rémunérés. Une plus grande dispersion des heures de travail hebdomadaires au niveau de l'industrie pourrait également accroître l'activité de recherche, bien que ce facteur soit probablement moins important, compte tenu de l'attention concentrée sur les travailleurs à temps plein. Pourtant, dans un cas comme dans l'autre, les tendances relatives à la RECE qui sont dues à des effets des salaires versés par les entreprises devraient être reflétées dans des variations de la répartition de u_{ijt}. À l'opposé, des variations dans la répartition de la capacité non observée dues, par exemple, à une plus grande inégalité en matière de qualité de la scolarité, ne devraient pas entraîner une hausse des taux de RECE, bien que cette inégalité puisse avoir une incidence sur la répartition de u_{ijt}. Bien que nous ne puissions identifier de manière distincte la composante u_{ijt} relative aux effets de l'entreprise et des heures d'après la composante de la capacité individuelle non observée, il ne fait pas de doute que les preuves d'une corrélation positive entre l'inégalité salariale résiduelle intrasectorielle et les hausses intrasectorielles de la RECE laissent penser à l'existence d'effets liés aux salaires versés par les entreprises.

À l'aide des fichiers de mars de la CPS de la période 1977-1989 et des fichiers individuels de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de la période allant de 1981 à 1996, nous avons estimé l'équation (5) de manière distincte dans le cas de 36 industries américaines et de 13 industries canadiennes[16]. Ces enquêtes fournissent toutes deux de l'information rétrospective sur le travail et les gains pour l'année civile précédente, y compris la rémunération totale provenant des salaires et traitements ainsi que le total des semaines travaillées. Avec les indices des prix à la consommation des deux pays, ces données servent à établir les gains hebdomadaires réels[17]. Dans tous les cas, les échantillons sont limités aux travailleurs âgés de 16 à 65 ans et travaillant à temps plein toute l'année qui ont eu des gains salariaux positifs au cours de l'année de référence. Afin d'éviter le plus possible les revenus provenant d'un travail autonome, nous avons exclu le secteur agricole et limité les données américaines aux travailleurs dont l'emploi de plus longue durée au cours de l'année de référence a été un emploi salarié; dans le cas des données canadienne, nous avons limité l'échantillon au travailleurs dont la principale source de revenu étaient un salaire ou un traitement[18]. Le vecteur de caractéristiques observables comprend de

16. Malheureusement, le code d'activité économique le plus détaillé disponible dans l'Enquête sur les finances des consommateur n'en identifie que 13.

17. Les séries américaines sur l'IPC contiennent des données annuelles et désaisonnalisées relatives à tous les produits et établies d'après l'année de base 1982-1984. Les séries correspondantes canadiennes contiennent des données annuelles désaisonnalisées relatives à tous les produits et établies d'après l'année de base 1992.

18. Il se trouve que les résultats sont très sensibles à l'inclusion du secteur agricole. En particulier, dans le cas des deux pays, le secteur agricole a connu une diminution anormalement élevée de la dispersion des effets des salaires versés par les entreprises (il convient de souligner qu'à l'exception du secteur américain des services personnels, le secteur agricole présentait le niveau moyen le plus élevé de dispersion des effets des salaires des entreprises, et ce, dans les deux pays, durant les périodes étudiées). Doublée de hausses très légères de la RECE dans les deux pays, l'inclusion de cette industrie porte à croire à l'existence d'une faible corrélation positive entre les variations de la dispersion des effets des salaires versé par les entreprises et les hausses observées dans les taux de RECE. Comme le montre la figure 9, la relation est négative lorsqu'on exclut le secteur agricole. En raison de la difficulté que comporte l'interprétation des effets des salaires des entreprises dans industrie, nous avons décidé d'exclure le secteur agricole.

l'information sur la scolarité, l'expérience du marché du travail, la région ou la province, le sexe, l'état matrimonial, le lieu de résidence (urbain ou rural) et la profession des employés[19]. En outre, dans le cas des États-Unis, le vecteur comprend des variables fictives pour les Noirs et les Hispaniques, et dans le cas des données canadiennes, il comprend des variables fictives pour la situation d'immigrant et pour le français comme langue maternelle. Enfin, afin d'éviter des complications résultant d'observations aberrantes et de l'attribution de la valeur la plus élevée dans le cas des données de la CPS relatives aux gains, l'équation (5) est estimée au moyen d'une régression par médiane (c.-à-d. à l'aide des moindres écarts absolus), et le 90^{e} centile moins le 10^{e} centile de la valeur résiduelle absolue est utilisé comme mesure de la dispersion intrasectorielle des effets des salaires versés
par les entreprises[20].

Les tendances agrégées relatives aux États-Unis et au Canada dans le cas de ces mesures de la dispersion des effets des salaires versés par le entreprises sont présentées graphiquement dans la figure 8. Ces tracés montrent des ampleurs et des tendances ascendantes remarquablement semblables durant le début des années 1980. De plus, les données américaines montrent que la tendance est antérieure aux récessions du début des années 1980, ce qui donne bon espoir pour les tentatives d'explication des tendances de la RECE dans les figures 1 et 2. Toutefois, ces tendances divergent au milieu des années 1980, et l'inégalité résiduelle que présentent les données canadiennes semble diminuer au cours de la deuxième moitié de la même décennie. L'absence d'une tendance à la hausse au Canada tout au long des années 1980 suscite des doutes concernant la possibilité que les effets des salaires versés par les entreprises puissent expliquer les données.

Avant d'essayer d'expliquer les tendances relatives à la RECE, nous utilisons les deux volets du côté gauche de la figure 9 pour montrer la corrélation du niveau moyen intrasectoriel de RECE avec le niveau moyen intrasectoriel de dispersion des salaires pour la période visée. Dans ce cas aussi, les résultats relatifs aux États-Unis et au Canada sont remarquablement semblables, et les données des deux pays indiquent que les effets des salaires versés par les entreprises jouent un rôle important dans l'explication des comportements en ce qui a trait à la RECE. De toute évidence, les employés des industries qui présentent des niveaux élevés d'inégalité salariale résiduelle, comme le secteur des services personnels (dans les deux pays), sont plus susceptibles de chercher un nouvel emploi que les employés des industries présentant de faibles niveaux d'inégalité salariale, comme le secteurs de la fabrication de biens durables (dans les deux pays). Étant donné que les décisions relatives à la RECE semblent être motivées, du moins en partie, par des effets des salaires versés par les entreprises, il paraît raisonnable de s'attendre à des tendances à la hausse dans le cas de l'inégalité salariale résiduelle pour expliquer les hausses

---

19. Nous avons établi trois variables fictives relatives aux professions, tant avec les données américaines qu'avec les données canadiennes : i) cols blancs (emplois de gestion et d'administration et professions libérales); ii) cols roses (emplois de bureau, du domaine de la vente et du secteur des service); iii) cols bleus.

20. Nous avons estimé des mesures de remplacement à l'aide de données tirées de l'EFC, qui comprennent des données sur les gains auxquelles on n'a pas attribué la valeur la plus élevée. Ces autres mesures comprennent la prise en compte de la variance de la valeur résiduelle obtenue à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires ainsi que la prise en compte de la variance, de la moyenne et de la médiane de la valeur résiduelle absolue résultant d'une régression par médiane. Dans tous les cas, le choix du type de mesure n'a pas d'incidence sur les résultats.

observées dans les taux de RECE. Cette corrélation est représentée graphiquement dans les deux volets du côté droit de la figure 9. Bien que le signe des estimations ponctuelles relatives aux deux pays contraste, toutes les estimations sont non significatives sur le plan statistique. Il semble que la hausse des taux de RECE a eu lieu lorsque la dispersion des effets des salaires versés par les entreprises diminuait. Cela porte à croire que les effets des salaires des entreprises ne permettent pas non plus d'expliquer les hausses largement répandues des taux de RECE documentées dans la section 3.

6. Transitions d'employeur à employeur

La constatation selon laquelle une plus grande activité de RECE semble avoir eu lieu de manière indépendante des grandes tendances du marché du travail qui auraient dû modifier les avantages relatifs liés au changement d'emploi soulève l'importante question de savoir si la hausse des taux de RECE a effectivement entraîné un plus grand nombre de transitions d'employeur à employeur. Évidemment, il est possible que les employés deviennent de plus en plus tatillons au sujet des emplois qu'ils acceptent pendant qu'ils poursuivent leur recherche. Il semble plausible que la diminution des coûts liés à la recherche d'emploi fasse augmenter la fréquence de la recherche *et* des salaires d'acceptation, de sorte que les taux de RECE augmentent avec peu ou pas de variation des taux de transition d'employeur à employeur[21]. Qui plus est, comme nous l'avons mentionné précédemment, dans la volumineuse documentation portant sur les variations de l'instabilité d'emploi observées au cours des deux dernières décennies, on a eu du mal à trouver des preuves de l'existence de tendances à long terme. Le problème, c'est que, hormis deux exceptions, cette documentation est centrée exclusivement sur la distribution des durées d'occupation d'emploi et sur les taux globaux de cessation d'emploi[22]. Fait intéressant, dans les deux communications où l'on a estimé les taux de transition d'employeur à employeur, on trouve des preuves d'une augmentation de l'instabilité. Premièrement, à l'aide des données de la PSID de 1981 à 1992, Gottschalk et Moffitt (2000) calculent des taux de cessation d'emploi d'après la destination de sortie et trouvent des preuves d'une hausse des transitions vers du travail non autonome tout au long des années 1980. Deuxièmement, à l'aide de données de la CPS pour les mois de mars de la période de 1976 à 2001, Stewart (2002) identifie une spectaculaire hausse à long terme des taux de transition d'emploi à emploi (changements d'emploi comportant au maximum deux semaines de chômage entre les emplois) d'environ 50%. Autre fait intéressant, dans les deux communications, on constate des hausses similaires chez les hommes et les femmes ainsi qu'une baisse compensatoire des transition vers le non-emploi. Le résultat relatif

21. La raison pour laquelle il n'y a pas de telle prédiction théorique est que celle-ci requiert un modèle comportant aussi bien une décision d'effectuer une recherche (comme dans Burdett, 1978) qu'une décision d'acceptation d'emploi (comme dans Hey et McKenna, 1979). Dans les études théoriques sur la RECE effectuées jusqu'à maintenant, on s'est concentré soit sur la recherche d'emploi, soit sur les coûts liés à la mobilité, de sorte qu'il n'existe pas de modèle comprenant les deux types de décision. En l'absence de coûts liés à la recherche, les agents d'optimisation vont toujours choisir la recherche, et en l'absence de coûts liés à la mobilité, le salaire d'acceptation est toujours égal au salaire actuel et est donc indépendant des coûts de recherche.

22. Voir le tableau 1.1 dans Neumark (2000), qui présente un sommaire pratique des mesures et des constatations contenues dans cette documentation.

aux deux sexes est cohérent par rapport aux tendances des taux de RECE, tandis que le résultat qui a trait aux transitions vers le non-emploi rapproche ces données des nombreuses preuves d'une stabilité à long terme de la répartition globale des durées d'occupation d'emploi et des taux de cessation d'emploi.

Les preuves d'une tendance à la hausse des taux de transition d'employeur à employeur et l'information sur la façon dont les avantages salariaux liés au changement d'emploi ont varié fournissent des renseignements utiles sur la cause de l'augmentation des taux de RECE. Malheureusement, ni l'EPA (du Canada), ni la PSID et la CPS (des États-Unis) ne peuvent être utilisées pour établir ces données pour la période allant du milieu des années 1970 à la fin des années 1980, lorsque les taux de RECE ont à peu près doublé[23]. En suivant Monks et Pizer (1998) et Bernhardt et coll. (2000), qui ont concentré leur attention sur les taux globaux biennaux de cessation d'emploi, nous avons utilisé deux cohortes distinctes des NLS pour comparer les taux de transition annuels par destination pour la période allant du milieu des années 1970 à la fin des années 1980. Cela a été possible parce que les personnes faisant partie des cohortes de la *National Longitudinal Survey of Young Men* (NLSYM) et de la *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) étaient âgées de 23 à 31 ans, en 1975 et 1988 respectivement. Les NLS sont une source de données de choix, non seulement parce que ces enquêtes fournissent des renseignements sur les salaires aussi bien dans le cas de l'ancien emploi que dans le cas du nouvel emploi, mais également parce qu'elles contiennent des codes d'identification d'employeur uniques, qui sont utilisés pour identifier les transitions. Brown et Light (1992) ont trouvé que les codes d'employeur représentent la meilleure source d'identification des employeurs, tant au sein des NLS que comparativement à d'autres ensembles de données longitudinales.

Dans la figure 10, on présente les taux de transition annuels déterminés à l'aide de l'échantillon d'hommes de chacune des cohortes qui occupent un emploi et qui sont des travailleurs salariés dans leur emploi principal. Les échantillons supplémentaires sur les pauvres de race blanche et les militaires ont été exclus de la cohorte de la NLSY, étant donné que la NLSYM ne comprend pas d'échantillons supplémentaires comparables. Les facteurs de pondération tirés des deux cohortes sont utilisés tout au long de l'étude afin de produire des échantillons représentatifs du groupe d'âge des 23 à 31 ans pour chacune de deux années. En accord avec les résultats fondés sur les données de la PSID et de la CPS, le volet de la partie inférieure gauche de la figure 10 montre une hausse de près de 50% des probabilités de changer d'emploi, et ce, en dépit d'une augmentation relativement faible du taux global de cessation d'emploi (indiqué dans le volet de la partie supérieure gauche). Dans ce cas aussi, le contraste s'explique par une baisse compensatrice des probabilités de faire une transition vers le non-emploi (volet de la partie supérieure droite). Fait intéressant, rien n'indique que la hausse des transitions d'employeur à

23. L'EPA ne contenait pas d'information sur les salaires entre 1976 et 1995. La PSID contient des données sur les salaires, mais elle dépend des données sur la durée d'occupation d'emploi pour identifier les changements d'emploi. Les questions sur la durée d'occupation d'emploi ont changé au fil du temps, de sorte que les taux relatifs aux années 1980 ne sont pas comparables avec les taux relatifs aux années 1970 (voir Polsky (1999) pour un sommaire de ces changements). D'autre part, la CPS de mars dépend de questions rétrospectives sur les changements d'emploi effectués au cours de l'année écoulée. Les salaires relatifs aux anciens emplois ne sont pas observés et seraient probablement sujets à une énorme erreur de mesure si on demandait aux répondants de se rappeler ces montants.

employeur a été due d'une manière disproportionnée à des décisions volontaires (volet de la partie inférieure droite).

Compte tenu des différences compositionnelles potentiellement importantes entre les échantillons de jeunes hommes adultes de la NLSYM et de la NLSY, il nous paraît important d'apporter des corrections pour tenir compte des ces écarts, avant de conclure à un changement de comportement. Dans le tableau 7, on présente les résultats de la prédiction des probabilités de connaître une transition d'employeur à employeur, à la condition probit que l'observation ait été faite en 1988, plutôt qu'en 1975, et d'après un ensemble de caractéristiques dont les moyennes peuvent avoir changé entre ces années. Quel que soit l'ensemble de variables de contrôle qui est utilisé, on constate une hausse statistiquement significative de la fréquence des changements d'employeur. Les estimations apportent une certaine assurance quant au caractère significatif de ces transitions parce qu'elles semblent indiquer également une hausse des taux de changement d'employeur chez les jeunes travailleurs, surtout lorsque l'intervalle entre les interviews est plus grand. Si l'on tient compte également des résultats tirés de la CPS et de la PSID, il existe des preuves solides que la hausse des taux de RECE a donné lieu à un plus grand nombre de transitions d'employeur à employeur. Toutefois, l'augmentation de la RECE ne semble pas être équivalente à la hausse du nombre de changements d'emploi. Cette constatation concorde tout à fait avec une hausse des salaires d'acceptation motivée par une baisse à long terme des coûts de la recherche d'emploi.

Bien que les preuves présentées dans la section 5 portent à croire que la hausse de la RECE n'a pas été causée par une augmentation de la dispersion des effets des salaires versés par les entreprises, il est néanmoins possible que les travailleurs aient vu une augmentation des avantages salariaux liés au changement d'emploi. L'explication fondée sur la baisse des coûts de recherche et la hausse des salaires d'acceptation implique ce genre de résultat. Dans la figure 11, on présente des estimations de densité à noyau de la répartition des variations réelles logarithmiques des salaires qu'ont connues au cours d'une année les personnes qui n'ont pas changé d'employeur et celles qui ont changé d'employeur, considérées de manière distincte, dans les cas des échantillons de 1975 et de 1988. Comme prévu, la dispersion des variations de salaire est sensiblement moins forte dans le cas des échantillons de personnes qui n'ont pas changé d'employeur que dans le cas des échantillons des personnes qui ont changé d'employeur. Les résultats indiquent également une plus grande probabilité de connaître une variation salariale positive chez les personnes qui changent d'emploi volontairement que chez celles qui ne changent pas volontairement. Toutefois, rien n'indique une variation de la répartition des avantages salariaux liés au changement d'emploi en soi ou à l'emplacement de l'emploi, ce qui confirme une fois de plus la non-pertinence des effets des salaires établie dans la section 5. En accord avec les preuves concernant les effets des salaires versés par les entreprises, la hausse de la RECE ne semble pas avoir été causée par l'anticipation, de la part des travailleurs, de meilleurs avantages salariaux liés au changement d'emploi. Les résultats ne concordent pas avec l'explication fondée sur la diminution des coûts de la recherche et la hausse des salaires d'acceptation. Néanmoins, il est tout à fait possible que les travailleurs soient devenus de plus en plus tatillons en réaction à la diminution des coûts de recherche. Comme l'a souligné Blau (1991) dans son rejet empirique du caractère du salaire d'acceptation, il est plus exact de penser que la décision de chercher un autre emploi est fondée sur des considérations d'acceptation liées à des commodités. Il ne fait pas de doute en effet que les travailleurs apprécient également les

aspects non salariaux des emplois, comme les heures de travail (aspect sur lequel Blau a concentré son attention), les avantages sociaux e les conditions de travail. Cela laisse penser que les commodités d'acceptation pourraient avoir augmenté en réaction à la diminution des coûts liés à la recherche d'emploi. Mais étant donné que ces commodités ne sont pas observées directement, l'obtention de preuves concernant ce changement de comportement n'est pas facile.

On trouve un appui supplémentaire pour l'hypothèse d'une baisse des coûts de recherche et de l'augmentation des commodités d'acceptation lorsqu'on constate que les taux de RECE indiqués dans les figures 1 et 2 sont fondés sur des échantillons courants de travailleurs occupés. Cela signifie que les taux calculés sont sensibles à des hausses de la fréquence *et* de la durée des périodes de RECE. Le fait que les taux de transition d'employeur à employeur semblent avoir augmenté implique qu'au moins une partie de la tendance de la RECE reflète une plus grande fréquence de périodes de RECE. Des périodes de RECE de longue durée dues à une baisse des coûts de recherche et à une augmentation des commodités d'acceptation donnent une explication de la raison pour laquelle les taux de RECE ont augmenté davantage que les taux de transition. À l'opposé, des explications fondées sur des facteurs qui réduisent les coûts liés à la mobilité, comme une augmentation du nombre de pensions transférables ou une hausse des taux de séparation des conjoints, impliquent des salaires d'acceptation plus bas et, par conséquent, des durées de RECE plus brèves et des taux de RECE *inférieurs* dans le cas d'échantillons courants (voir Hey et McKenna (1979) concernant cette prédiction). Une plus grande efficacité de recherche, modélisée sous forme d'une hausse du taux d'arrivée d'offres d'emploi, attribuable à une meilleure technologie de communications ou la création de bureaux de placement privés, devrait réduire de manière analogue les durées de recherche et, par conséquent, les taux de RECE dans les échantillons courants. Comte tenu de ces effets opposés sur les taux de RECE dans le cas des échantillons courants, les preuves semblent concorder le plus avec une diminution à long terme des coûts liés à la RECE.

Malheureusement, il est difficile d'expliquer pourquoi les coûts de recherche ont diminué d'une manière aussi lisse au cours de la période comprise entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990. Étant donné qu'il n'y a pas de concession salariale liée à la RECE, l'explication la plus évidente est que l'utilisation d'une technologie de recherche en particulier est devenue plus abordable. Entre 1976 et 1981, dans l'EPA, on demandait aux répondants qui mentionnait une RECE de déclarer également la méthode de recherche utilisée. Dans le tableau 8, on présente les variations des taux de RECE par méthode de recherche, pour les six années précitées. Bien que la majeure partie de la tendance de la RECE reflète des hausses du contact direct avec les employeurs, les taux semblent indiquer que le recours aux services de bureaux de placement publics ainsi que l'utilisation d'annonces et d'autres méthodes pour la RECE devenaient également plus courants. Il est difficile de croire que parcourir les offres d'emploi dans le journaux soit devenue une activité moins coûteuse au cours de la deuxième moitié des années 1970. Cela semble indiquer qu'un facteur autre que la variation des coûts de l'utilisations de technologies de recherche particulières a causé la hausse des taux de RECE. Bien qu'il n'y ait pas de preuves directes d'une diminution de la fidélité à l'entreprise, les données concordent tout à fait avec une diminution des coûts de la RECE liée au renoncement à la fidélité à l'employeur actuel. Ces coûts peuvent être de nature psychique, mais pas nécessairement. Un peu comme dans le cas du coût de la fainéantise décrit dans le modèle salarial de l'efficacité proposé par Shapiro et Stiglitz (1984), il se peut que les travailleurs aient une probabilité positive d'être pris

en train de chercher un emploi et d'être punis pour cela par une diminution des hausses salariales futures, par la perte de possibilités d'avancement ou, dans des cas extrêmes, par une cessation d'emploi. La tendance à la hausse des taux de RECE implique alors que les probabilités ou le coût d'être pris en train de chercher ont diminué graduellement depuis le milieu des années 1970.

7. Sommaire

Le présente communication est la première dans laquelle on examine les tendances à long terme du taux de recherche d'emploi en cours d'emploi (RECE) au Canada et aux États-Unis. Le données représentatives au niveau national qui ont été examinées montrent que le pourcentage de travailleurs occupés cherchant un autre emploi a plus que doublé dans les deux pays entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990. L'analyse porte à croire qu'une partie importante de ces tendances ne peut s'expliquer par des effets de composition, y compris les effets de cohorte. Les tendances à la hausse semblent plutôt refléter de réels effets de période, c'est-à-dire qu'une activité de recherche accrue a eu lieu dans le cas de tous les types d'employé. Or ce résultat ne concorde pas avec la perception largement répandue selon laquelle les jeunes d'aujourd'hui ont un sens de l'engagement ou de la fidélité vis-à-vis de l'employeur qui est moins fort que celui qu'avaient leurs parents ou leurs grands-parents. Au lieu de cela, la fidélité des parents à l'égard de l'employeur semble avoir diminuée tout autant que celle de leurs enfants.

Afin de déterminer la cause de ces effets de période, la variation de la hausse intrasectorielle des taux de RECE est corrélée avec la variation intrasectorielle de l'emploi, des salaires, des taux de pénétration des importations et de l'inégalité salariale. Les résultats semblent indiquer que les effets de période ont eu lieu d'une manière indépendante de l'augmentation de l'insécurité en matière d'emploi due à des variations brusques de la demande dans des secteurs précis et aux hausses concomitantes de la dispersion des effets des salaires versés par les entreprises. D'après l'examen des variations des taux de transition d'employeur à employeur et des avantages salariaux liés au changement d'emploi qui en résultent, pour la période visée, les données semblent concorder le plus avec une diminution à long terme des coûts de la recherche d'emploi. Bien qu'il n'y ait pas de preuves directes de la cause de la diminution des coûts de recherche, les données sont entièrement cohérentes avec une diminution des coûts psychiques du renoncement à la fidélité à l'employeur actuel, ou avec la baisse des probabilités, ou du coût, d'être pris en train de chercher un nouvel emploi pendant qu'on occupe déjà un emploi.

Tableau 1
Séries de données

Enquête	Date	Échantillon (taille moyenne de l'échantillon)	Question
<u>États-Unis.</u>			
Panel Study of Income Dynamics (PSID)	1969-1975 et 1979-1987	Chefs de ménage qui sont des travailleurs salariés (3 023).	« Avez-vous songé à chercher un nouvel emploi ou allez-vous garder votre emploi actuel? »
Panel Study of Income Dynamics (PSID)	1979-1987	Chefs de ménage qui sont des travailleurs salariés (3 153).	« Avez-vous fait des démarches particulières à cet égard? »
Current Population Survey (CPS)	Mai 1976 et 1977	Travailleurs salariés occupant leur emploi depuis au moins un mois (39 618).	« Au cours des quatre dernières semaines, avez-vous cherché un autre emploi? »
Panel Study of Income Dynamics (PSID)	1988-1995	Chefs de ménages et épouses qui sont des travailleurs salariés occupant leur emploi depuis au moins un mois (3 999).	« Avez-vous cherché un autre emploi au cours des quatre dernières semaines? »
National Longitudinal Survey of Youth – (NLSY)	1984	Travailleurs salariés âgés de 19 à 26 ans et occupant leur emploi depuis au moins un mois (5 972).	« Avez-vous cherché d'autre travail au cours des quatre dernières semaines? ».
National Longitudinal Survey – Young Women (NLSYW)	1985 et 1987	Femmes âgées de 33 à 41 ans qui sont des travailleuses salariées occupant leur emploi depuis au moins un mois (1 883).	« Avez-vous cherché d'autre travail au cours des quatre dernières semaines? »
<u>Canada</u>			
Enquête sur la population active (EPA)	Mars 1976-1995	Travailleurs salariés occupant leur emploi depuis au moins un mois (45 372).	« Au cours des quatre dernières semaines, avez-vous cherché un autre emploi? »

Tableau 2
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi par âge et sexe, États-Unis et Canada

	É.-U.			Canada		
	1976	1993	Variation	1976	1995	Variation
Hommes						
16-19	0,161	0,222	0,061	0,046	0,109	0,063*
20-24	0,082	0,235	0,153	0,037	0,101	0,064*
25-29	0,067	0,136	0,069	0,033	0,078	0,045*
30-39	0,033	0,096	0,063	0,019	0,050	0,031*
40-49	0,021	0,086	0,065	0,010	0,030	0,020*
50 ans et plus	0,012	0,026	0,014	0,005	0,018	0,013*
Femmes						
16-19	0,083	0,226	0,143	0,047	0,113	0,066*
20-24	0,082	0,158	0,076	0,043	0,112	0,069*
25-29	0,050	0,128	0,078	0,033	0,067	0,034*
30-39	0,042	0,107	0,065	0,013	0,048	0,035*
40-49	0,018	0,113	0,095**	0,012	0,038	0,026*
50 ans et plus	0,012	0,023	0,011	0,005	0,025	0,020*

Note: L'échantillon américain est composé de chefs de ménage et d'épouses, tandis que l'échantillon canadien est composé entièrement de travailleurs salariés.
*,** indiquent si les variations sont statistiquement significatives au niveau de 1% et de 10% respectivement.
Source: La *Current Population Survey* de mai 1976 et la *Panel Study of Income Dynamics* de 1993 dans le cas des Etats-Unis, et l'Enquête sur la population active des mois de mars des années 1976 à 1995, dans le cas du Canada.

Tableau 3
Estimations par la méthode des probits de la probabilité d'effectuer une recherche d'emploi en cours d'emploi

	PSID de 1975[a]		CPS de 1976[b]		EPA de 1976[c]	
Travailleurs âgés de 16 à 19 ans	1,503*	(0,275)	1,388*	(0,130)	0,573*	(0,176)
Travailleurs âgés de 20 à 24 ans	1,115*	(0,201)	1,156*	(0,095)	0,637*	(0,172)
Travailleurs âgés de 25 à 29 ans	0,819*	(0,200)	0,996*	(0,094)	0,631*	(0,172)
Travailleurs âgés de 30 à 39 ans	0,625*	(0,203)	0,774*	(0,093)	0,445*	(0,171)
Travailleurs âgés de 40 à 49 ans	0,499*	(0,201)	0,561*	(0,095)	0,389*	(0,176)
Travailleurs âgés de 50 à 59 ans	-0,029	(0,216)	0,373*	(0,098)	0,219	(0,186)
Noir(e)	0,164	(0,108)	0,018	(0,049)		
Hispanique			-0,110	(0,078)		
Femmes	0,054	(0,118)	-0,012	(0,061)	-0,013	(0,060)
Personnes mariées	-0,012	(0,125)	-0,116*	(0,050)	0,074	(0,062)
Femmes mariées			-0,314*	(0,069)	-0,233*	(0,081)
Épouse occupant un emploi	0,025	(0,088)			-0,074	(0,055)
Ont des enfants	0,033	(0,085)				
Études secondaires	0,170	(0,152)				
Études postsecondaires partielles	0,369*	(0,158)				
Grade d'études collégiales	0,558*	(0,182)				
Études secondaires partielles			0,114	(0,071)		
Diplôme d'études secondaires			0,088	(0,066)		
Études postsecondaires			0,301*	(0,070)		
Études secondaires					0,071	(0,071)
Études postsecondaires partielles					0,211*	(0,085)
Diplôme d'études postsecondaires					0,190*	(0,086)
Grade universitaire					0,291*	(0,093)
Habite une maison	-0,008	(0,084)	-0,073	(0,057)		
Est locataire	0,074	(0,082)				
Membre d'un syndicat	-0,093	(0,084)				
Aimerait travailler un nombre d'heures supérieur	0,241*	(0,079)				
Aimerait travailler un nombre d'heures inférieur	0,150	(0,150)				
0 à 14 heures hebdomadaires	0,099	(0,318)				
15 à 29 heures hebdomadaires	0,361*	(0,175)				
30 à 40 heures hebdomadaires	0,035	(0,074)				

Tableau 3 *(fin)*
Estimations par la méthode des probits de la probabilité d'effectuer une recherche d'emploi en cours d'emploi

	PSID de 1975[a]		CPS de 1976[b]		EPA de 1976[c]	
Temps partiel			0,331*	(0,044)		
Temps partiel non volontaire					1,218*	(0,093)
Temps partiel volontaire					0,122*	(0,059)
Payé à l'heure			0,143*	(0,034)		
Durée d'occupation d'emploi de 2 à 6 mois					1,496*	(0,288)
Durée d'occupation d'emploi de 7 à 12 mois					1,178*	(0,290)
Durée d'occupation d'emploi de 3 à 5 ans					1,022*	(0,288)
Durée d'occupation d'emploi de 6 à 10 ans.					0,810*	(0,290)
Durée d'occupation d'emploi de 11 à 20 ans					0,474	(0,302)
Constante	-1,440*	(0,625)	-2,533*	(0,233)	-4,199*	(0,350)
Pseudo R^2		0,138		0,093		0,142
Nombre d'observations		2 901		33 167		26 797

Note: Les régressions comprennent également des variables fictives régionales/provinciales ainsi que des variables fictives relatives aux branches d'activité et aux professions.

[a] L'échantillon est composé de chefs de ménage qui sont des travailleurs salariés. Les catégories exclues sont les suivantes : « Nord-Est », « Personnes âgées de 60 et plus », « École primaire », « 40 heures hebdomadaires et plus », « Secteurs de la construction » et « Professions agricoles ».

[b] L'échantillon est composé de chefs de ménage et d'épouses qui sont des travailleurs salariés. Les catégories exclues sont les suivantes : « Nord-Est », « Personnes âgées de 60 et plus », « École primaire », « Secteurs de la construction » et « Professions agricoles ».

[c] L'échantillon est composé de travailleurs salariés. Les catégories exclues sont les suivantes : « Québec », « Personnes âgées de 60 et plus », « École primaire », « Durée d'occupation d'emploi de 20 ans et plus », « Secteurs de la construction » et « Métiers de la construction ».

Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. * indique une signification au niveau de 5%.

Tableau 4
Décomposition des tendances à la hausse de la recherche d'emploi en cours d'emploi

A. Décomposition générale

	PSID[a]		CPS/PSID[b]		EPA[c]	
	Valeur réelle	Valeur prédite	Valeur réelle	Valeur prédite	Valeur réelle	Valeur prédite
Première année	0,123	0,123	0,035	0,035	0,023	0,023
Dernière année	0,240	0,240	0,097	0,097	0,054	0,054
Variation		0,117		0,062		0,031
Valeur attendue au cours de la 1re année		0,210		0,079		0,045
Due aux caractéristiques		0,030		0,018		0,009
(%)		(26)		(29)		(29)
Due aux avantages		0,087		0,044		0,022
(%)		(74)		(71)		(71)
Valeur attendue au cours de la dernière année		0,136		0,042		0,029
Due aux caractéristiques		0,013		0,007		0,006
(%)		(11)		(11)		(19)
Due aux avantages		0,104		0,055		0,025
(%)		(89)		(89)		(81)

B. Contribution de chaque variable à la tendance à la hausse

Province/région	0,001	-0,000	0,001
Âge	0,007	0,005	-0,001
Femmes	-0,001	-0,000	-0,001
Personnes mariées	0,005	0,004	-0,000
Femmes mariées		-0,001	-0,001
Conjoint(e) occupé(e)	0,000		0,001
Enfants	-0,001		
Études	0,009	0,007	0,011
Noir(e)	0,001	0,000	
Hispanique		-0,000	
Payé(e) à l'heure		0,001	
Habite une maison	0,000	0,001	
Locataire	0,000		
Durée d'occupation d'emploi			-0,007
Nombre d'heures habituel par semaine	0,001		
Employé(e)à temps partiel		0,000	0,006
Préférence concernant les heures de travail	0,001		
Membre d'un syndicat	0,006		
Industrie	-0,001	0,004	0,001
Profession	0,001	-0,002	-0,000
Total	0,030	0,018	0,009

[a] Les première et la dernière années sont 1975 et 1985 respectivement. L'échantillon est composé de chefs de ménage qui sont des travailleurs salariés.

[b] Les première et dernière années sont 1976 et 1993 respectivement. L'échantillon est composé de chefs de ménage et d'épouses qui sont des travailleurs salariés.

[c] Les première et dernière années sont 1976 et 1995 respectivement. L'échantillon est composé de travailleurs salariés.

Tableau 5

Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi par durée d'occupation d'emploi, hommes travaillant à temps plein, Canada

Durée d'occupation d'emploi (années)	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995
0 – 1	0,049	0,058	0,061	0,072
1 – 5	0,022	0,030	0,042	0,043
5 – 10	0,011	0,015	0,024	0,026
10 – 15	0,004	0,006	0,014	0,016
> 15	0,001	0,003	0,006	0,006

Note: L'échantillon est composé de travailleurs salariés de sexe masculin travaillant habituellement au moins 40 heures par semaine. Tous les taux sont fondés sur des échantillons d'au moins 10 000 observations.
Source: Enquête sur la population active, mois de mars des années 1976 à 1995.

Tableau 6

Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi à l'intérieur des cohortes, États-Unis

Année de naissance	1976-1977	1988-1993	Variation
Avant 1940	0,018	0,029	0,011
1940 – 1949	0,047	0,072	0,025
1950 – 1959	0,079	0,093	0,015
Après 1959	0,211	0,141	-0,070*

Note: * indique si la variation des taux est statistiquement significative au niveau de 5%.
Source: *Current Population Survey* de mai 1976 et 1997, *Panel Study of Income Dynamics* de 1988 à 1993.
L'échantillon est composé de chefs de ménage et d'épouses qui sont des travailleurs salariés.

Tableau 7
Estimations par la méthode des probits de la probabilité d'un changement d'employeur

	(1)	(2)	(3)
Variable fictive de l'année 1988	0,2187*	0,2671*	0,1984*
	(0,0415)	(0,0594)	(0,0614)
Nombre de semaines depuis la dernière interview		0,0150*	0,0151*
		(0,0040)	(0,0041)
Taux de chômage local		-0,0000	0,0035
		(0,0132)	(0,0134)
Âge			-0,0685*
			(0,0093)
Marié(e)			-0,2209*
			(0,0451)
Noir(e)			0,0305
			(0,0823)
Études collégiales partielles ou terminées			-0,0851
			(0,0439)
Inscrit(e) à l'école			0,1205
			(0,0736)
Nombre d'observations	4 405	4 363	4 363

Note : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses. * indique une signification au niveau de 5%.
Source : Échantillon d'hommes âgés de 23 à 31 qui sont des travailleurs salariés dans leur emploi principal dans la NLSYM de 1975 et dans la NLSY de 1988.

Tableau 8
Méthodes de recherche d'emploi en cours d'emploi, Canada, 1976-1981

	1976	1977	1978	1979	1980	1981
A communiqué avec un employeur	0,016	0,018	0,020	0,023	0,023	0,024
A communiqué avec un bureau de placement public	0,007	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008
A consulté des annonces	0,006	0,007	0,008	0,009	0,009	0,010
Autres	0,010	0,011	0,010	0,011	0,011	0,012
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi	0,026	0,028	0,030	0,034	0,034	0,036
Nombre moyen de méthodes	1,54	1,57	1,56	1,50	1,52	1,50

Note : L'échantillon est entièrement composé de travailleurs occupés et comprend les travailleurs autonomes.
Source : Le données canadiennes proviennent de la publication mensuelle de Statistique Canada intitulée *Information population active*, n° 71-001 au catalogue, 1976-1995.

Figure 1
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, États-Unis, 1969 à 1995

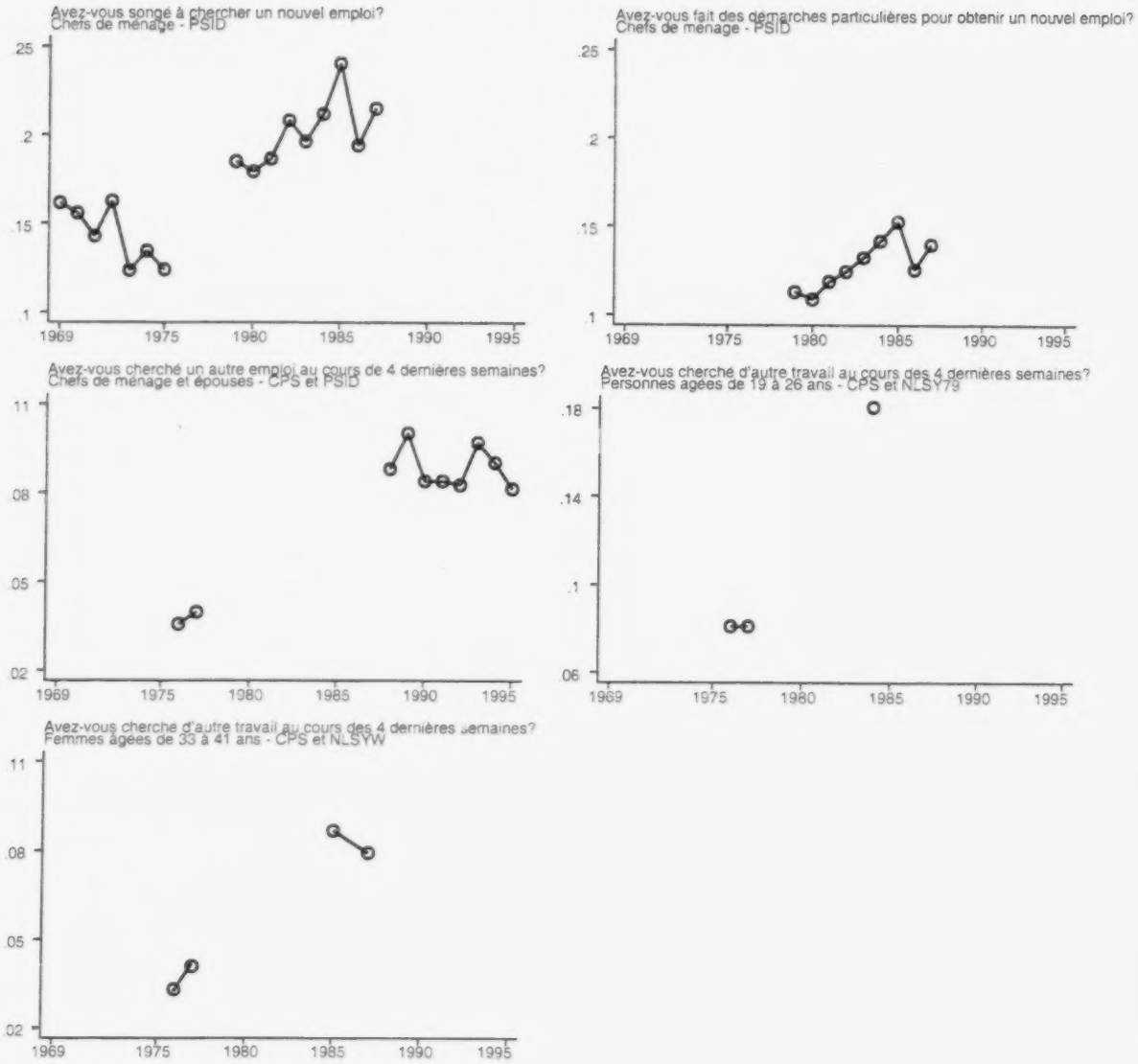


Figure 2
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, Canada, 1976 à 1995

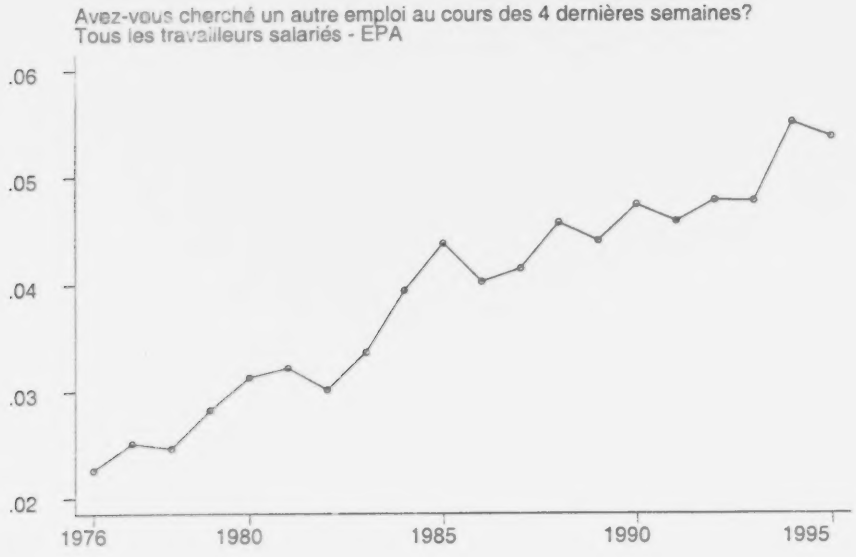


Figure 3
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi au sein des cohortes, Canada

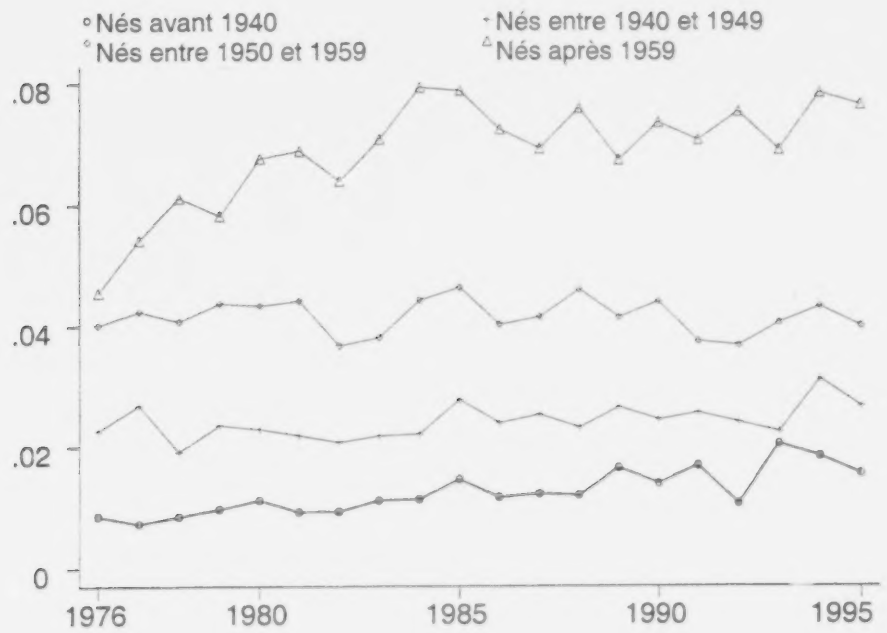
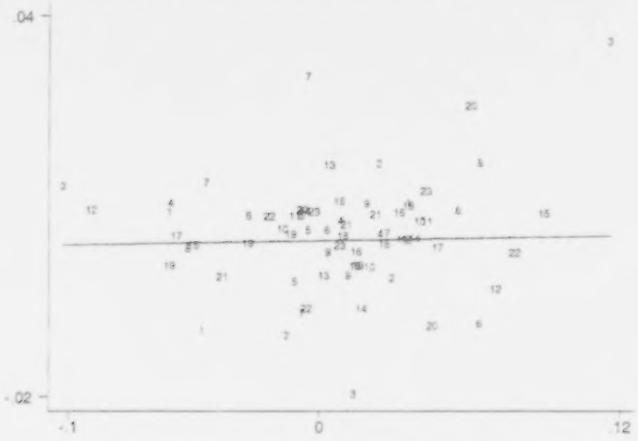


Figure 4

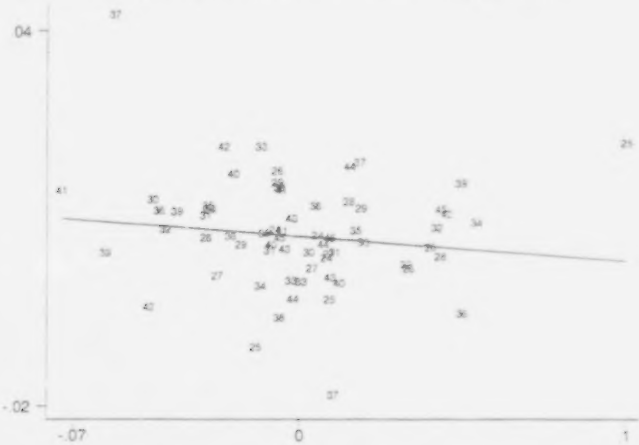
Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi et des différences entre les différences relatives au niveau d'emploi logarithmique

Secteur producteurs de biens, Canada
(MCO: coeff. = 0,028; erreur type = 0,026) (MCP: coeff. = 0,006; erreur type = 0,021)



Différences entre les différences relatives au niveau d'emploi logarithmique

Secteurs producteurs de services, Canada
(MCO: coeff. = 0,032; erreur type = 0,036) (MCP: coeff. = 0,040; erreur type = 0,032)



Différences entre les différences relatives au niveau d'emploi logarithmique

Note : Les axes verticaux indiquent les variations en pourcentage du taux de RECE. La droite de régression provient des estimations produites à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés. Les codes d'industrie sont indiqués dans le tableau A1. Les différences entre les différences relatives au niveau d'emploi logarithmique représentent l'écart entre les variations moyennes annuelles absolues du niveau d'emploi logarithmique observé entre deux périodes de cinq ans. Les données relatives aux quatre périodes de cinq ans suivantes sont représentées graphiquement : 1976-1980, 1981-1985, 1986-1990 et 1991-1995.

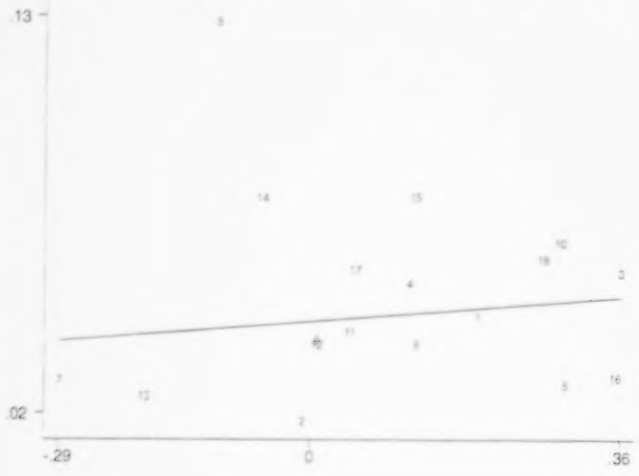
Source : Les données sur les variations des taux de RECE et des niveaux d'emploi relatifs au Canada sont tirées de l'Enquête sur la population active du mois de mars de chacune des années de la période de 1976 à 1995

Figure 5

Figure 5

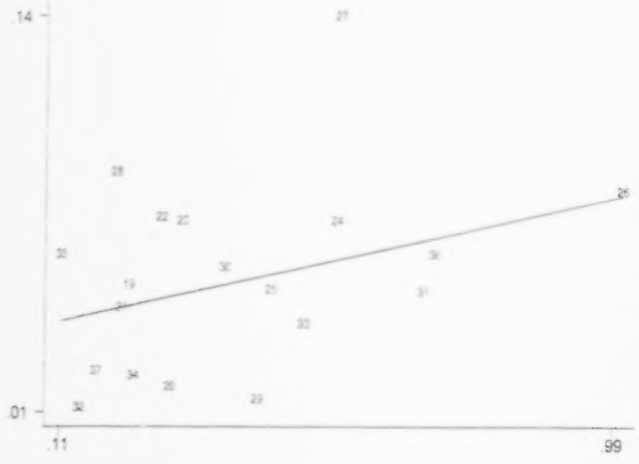
Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi et des niveaux d'emploi logarithmiques par industrie, milieu des années 1970 jusqu'à vers la fin des années 1980

Secteurs producteurs de biens, États-Unis
(MCO: coeff. = 0,002; erreur type = 0,036) (MCP: coeff.= 0,019; erreur type = 0,028)



Variation du niveau d'emploi logarithmique

Secteurs producteurs des services, États-Unis
(MCO: coeff. = 0.049; erreur type = 0.030) (MCP: coeff.= 0,046; erreur type = 0,028)

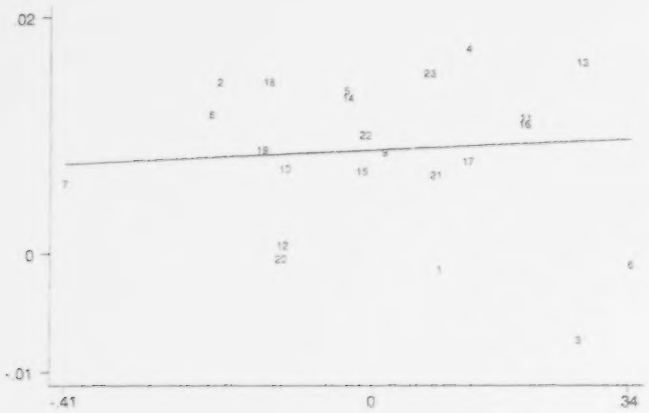


Variation du niveau d'emploi logarithmique

Figure 5 *(fin)*

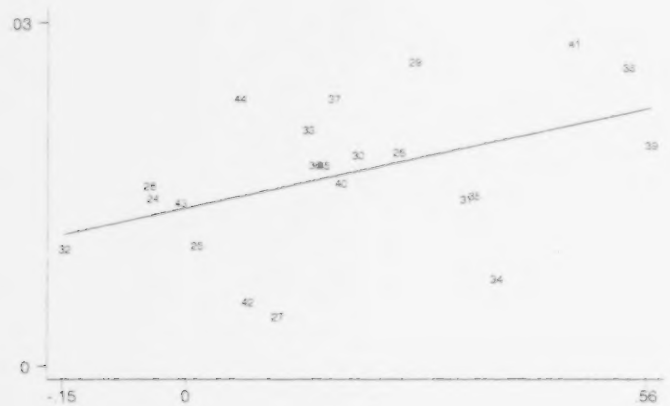
Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi et des niveaux d'emploi logarithmiques par industrie, milieu des années 1970 jusqu'à vers la fin des années 1980

Secteurs producteurs de biens, Canada
(MCO: coeff. = 0,005; erreur type = 0,008) (MCP: coeff.= 0,003; erreur type = 0,009)



Variation du niveau d'emploi logarithmique

Secteurs producteurs de services, Canada
(MCO: coeff. = 0,015; erreur type = 0,007) (MCP: coeff.= 0,015; erreur type = 0,006)



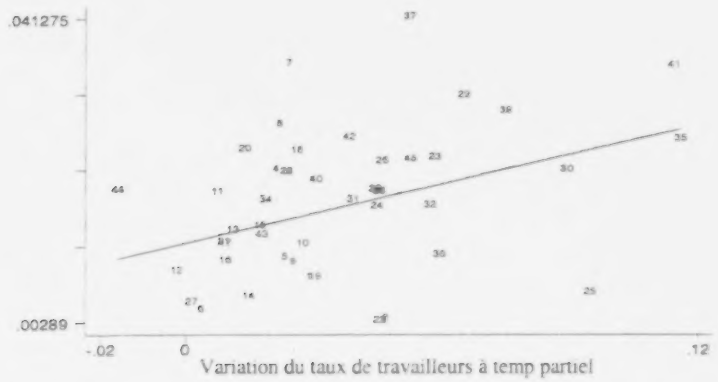
Variation du niveau d'emploi logarithmique

Note : Les codes d'industrie relatifs au Canada et aux États-Unis sont indiqués dans les tableaux A1 et A2 respectivement. Les axes verticaux indiquent les variations en pourcentage du taux de RECE. La droite de régression provient des estimations produites à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés.
Source : Les données sur les variations des taux de RECE aux États-Unis sont tirées de la *Current Population Survey* de 1976 et 1977 ainsi que de la Panel Study of Income Dynamics de 1988 à 1993. Les données sur la variation des niveaux d'emploi logarithmiques sont tirées des fichiers de la version mensuelle de base de la *Current Population Survey*. Les données sur la variation des taux de RECE et des niveaux d'emploi logarithmiques au Canada sont tirées de l'Enquête sur la population active des mois de mars des années 1976 à 1980 et 1986 à 1990.

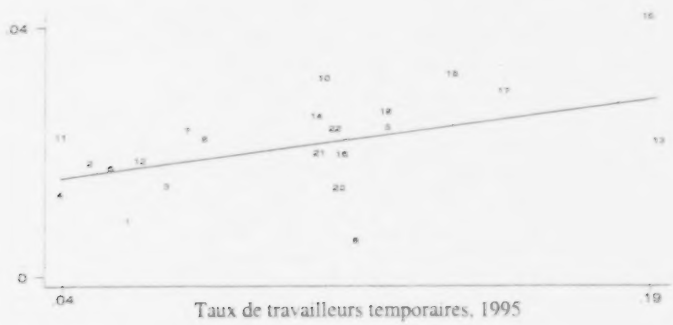
Figure 6

Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi et des taux de travailleurs occupants des postes à temps partiel ou temporaires

Canada
(MCO: coeff.=0,081; erreur type=0,031) (MCP: coeff.=0,124; erreur type=0,033)



Canada
(MCO: coeff.=0,105; erreur type=0,034) (MCP: coeff.=0,084; erreur type = 0,034)



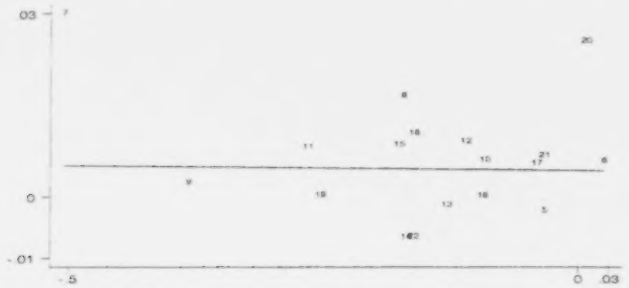
Note: Les axes verticaux indiquent les variations en pourcentage du taux de RECE. La droite de régression provient des estimations produites à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés. Les codes d'industrie relatifs au volet 1 figurent dans le tableau A1. L'industrie 3 (Pêche et piégeage) est une observation aberrante dans le volet 1 et a été exclue du graphique (variation du taux de travailleurs à temps partiel = 0,239 et variation du taux de RECE = 0,028). Les codes d'industrie relatifs au volet 2 sont les suivants : 1. Agriculture 2. Industries primaires 3. Fabrication de biens non durables 4. Fabrication de biens durables 5. Construction 6. Transport et entreposage 7. Communications 8. Services publics 9. Commerce de gros 10. Commerce de détail 11. Secteur de la finance 12. Assurances et services immobiliers 13. Enseignement et services connexes 14. Santé et services d'aide social 15.Divertissement et loisirs 16. Services aux entreprises 17. Services personnels 18. Hébergement et services de restauration 19. Services divers 20. Administration fédérale 21. Administrations provinciales 22. Administrations municipales.

Source: Les données relatives aux variations des taux de RECE et des taux de travailleurs à temps partiel sont tirées de l'Enquête sur la population active des mois de mars des années 1976 à 1980 et 1991 à 1995. Le taux de travailleurs temporaires est tiré du supplément de l'Enquête sur la population active de novembre 1995 intitulé Enquête sur les horaires et les conditions de travail.

Figure 7

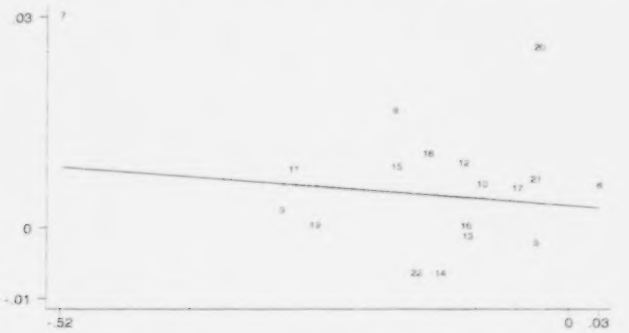
Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, des niveaux d'emploi et des salaires des travailleurs de la production et du commerce des industries, fin des années 1980 au début des années 1990, industries manufacturières du Canada

(MCO: coeff.=0,018; erreur type=0,018) MCP: coeff.=0,002; erreur type=0,017)



Variation du niveau d'emploi logarithmique

(MCO: coeff.=0,027; erreur type=0,018) (MCP: coeff.= 0,010; erreur type=0,019)

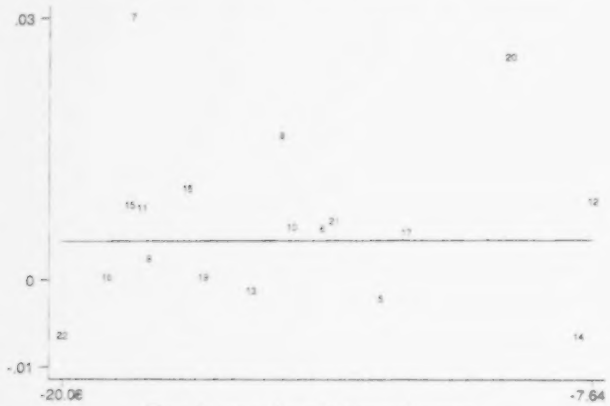


Variation du total logarithmique des heures rémunérées

Figure 7 *(fin)*

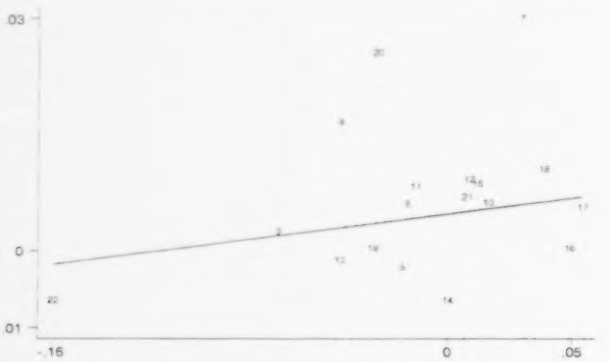
Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, des niveaux d'emploi et des salaires des travailleurs de la production et du commerce des industries, fin des années 1980 au début des années 1990, industries manufacturières du Canada

(MCO: coeff.=0,000; erreur type=0,001) (MCP: coeff.=0,000; erreur type=0,000)



Taux de perte d'emplois annuel moyen

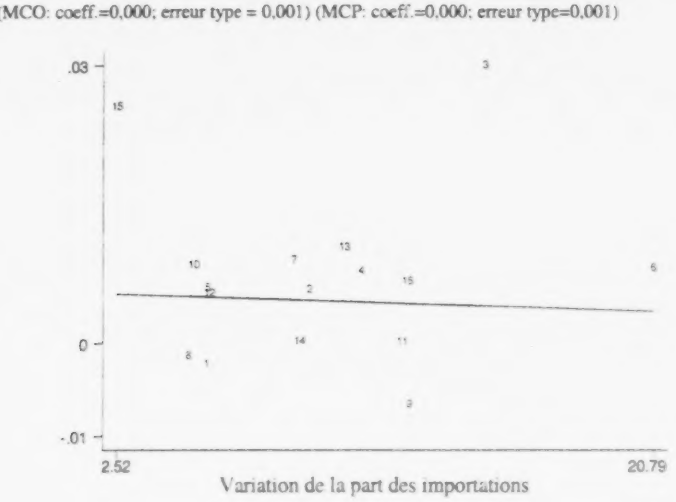
(MCO: coeff. = 0,062; erreur type = 0,047) (MCP: coeff. = 0,041; erreur type = 0,041)

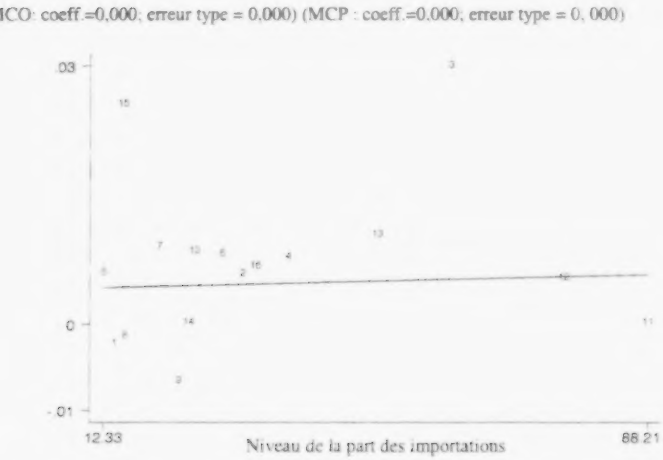


Variation du salaire moyen réel logarithmique

Figure 7 *(fin)*

Variations des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, des niveaux d'emploi et des salaires des travailleurs de la production et du commerce des industries, fin des années 1980 au début des années 1990, industries manufacturières du Canada

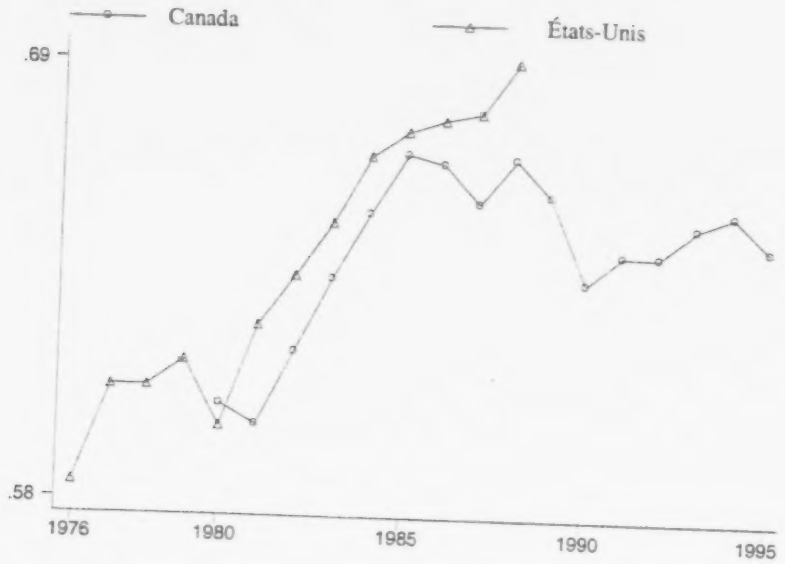




Note: Les axes verticaux indiquent les variations en pourcentage du taux de RECE. La droite de régression provient des estimations produites à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés. Les codes d'industrie relatifs aux quatre premiers volets sont indiqués dans le tableau A1. Les codes d'industrie relatifs aux cinquième et sixième volets sont les suivants : 1. Aliments, boissons et tabac 2. Caoutchouc et matières plastiques 3. Cuir 4. Textiles et vêtements 5. Bois 6. Meubles et articles d'ameublement. 7. Papier et produits connexes 8. Impression et édition 9. Métaux de première transformation 10. Produits métalliques ouvrés 11. Machines 12. Matériel de transport 13. Machines électriques 14. Produits minéraux non métalliques 15. Produits du pétrole et du charbon 16. Produits chimiques.

Source: Les données relatives à la variation des taux de RECE au Canada sont tirées de l'Enquête sur la population active des mois de mars des années 1986 à 1990 et 1991 à 1995. Les données relatives aux variations de l'emploi et des salaires figurant dans les volets 1 à 4 sont tirées de l'Enquête annuelles des manufactures de 1986 à 1990 et de 1991 à 1995. Le taux de perte d'emploi figurant dans le volet 4 est tiré de l'Enquête annuelle des manufactures de 1976 à 1995. Cette série est calculée d'après la perte d'emplois résultant de toutes les réductions d'effectifs et fermetures d'usines observées entre deux années, comme fonction du total des emplois de la première année. Les données sur le commerce sont tirées du Système de comptabilité nationale (Statistique Canada, *La structure entrées-sorties de l'économie canadienne*, 1986-1993).

Figure 8
Différentiels 90-10 des valeurs salariales résiduelles logarithmiques absolues intrasectorielles

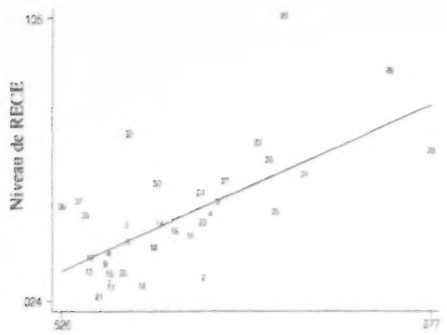


Note: Les différentiels nationaux sont établis en prenant une moyenne pondérée des différentiels sectoriels; les facteurs de pondération sont les parts de l'emploi de chaque industrie pour chacune des années visées.
Source: La *Current Population Survey* de mars des années 1977 à 1989 dans le cas des États-Unis, et l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1981 à 1996, dans le cas du Canada

Figure 9

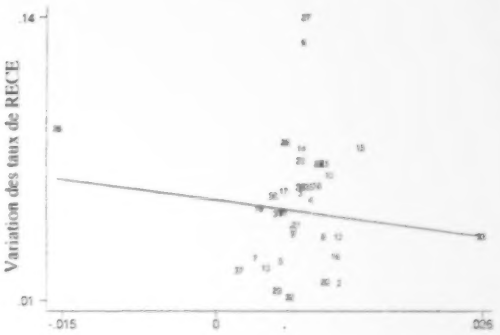
Niveau et variation des taux de recherche d'emploi en cours d'emploi et tendances des différentiels 90-10 des valeurs salariales résiduelles logarithmiques absolues, dans le cas des industries non agricoles

États-Unis
(MCO: coeff.=0.142; erreur type=0,028)
(MCP: coeff.=0,135; erreur type=0,028)



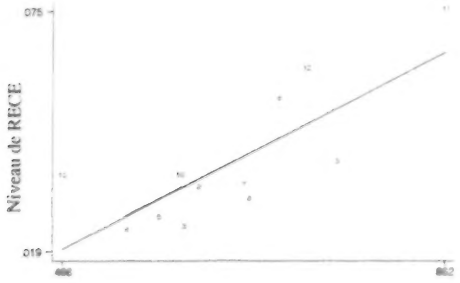
Niveau du différentiel 90-10

États-Unis
(MCO: coeff.=0.503; erreur type=0,885)
(MCP: coeff.=0,632; erreur type=0,708)



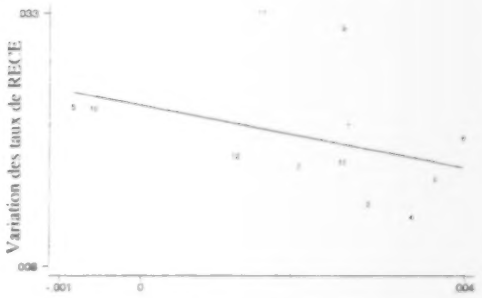
Tendance du différentiel 90-10

Canada
(MCO: coeff.=0.125; erreur type=0,033)
(MCP: coeff.=0,125; erreur type=0,033)



Niveau du différentiel 90-10

Canada
(MCO: coeff.=1.497; erreur type=1,200)
(MCP: coeff.=1,529; erreur type=1,189)

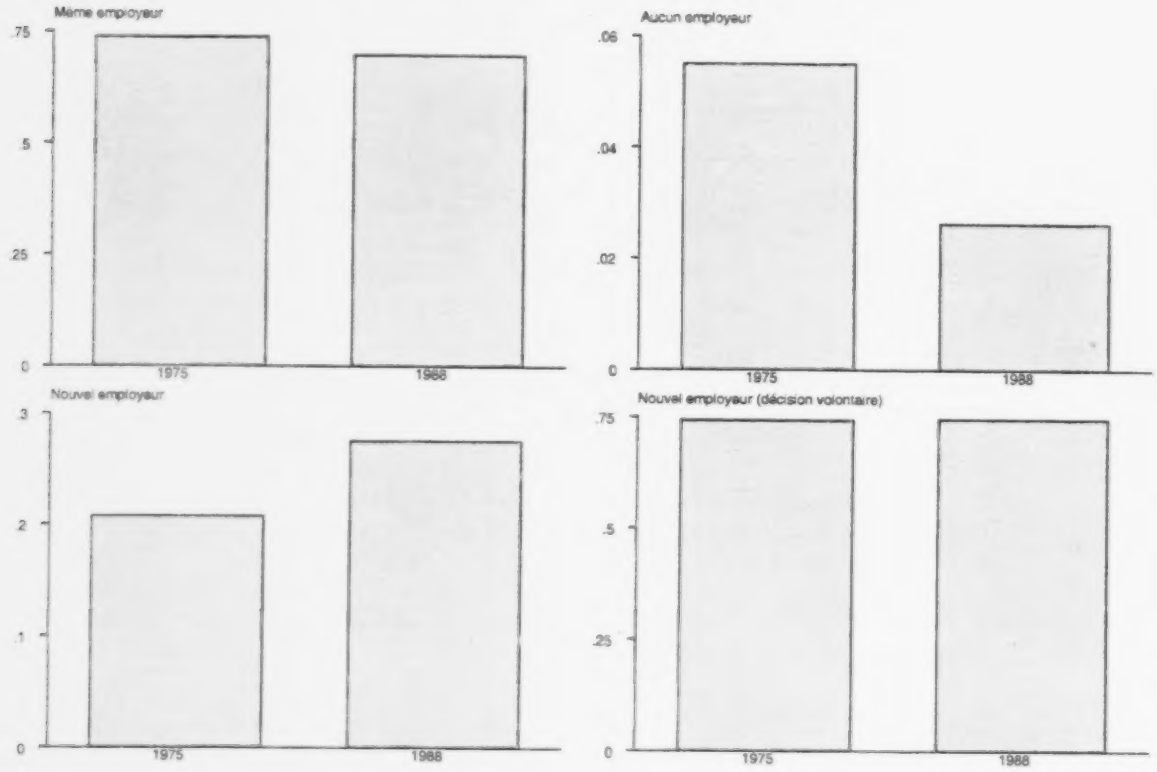


Tendance du différentiel 90-10

Note : Les codes d'industrie relatifs aux États-Unis sont indiqués dans le tableau 8. Des données salariales distinctes pour l'industrie 34 (services postaux) ne sont pas disponibles. Les codes d'industrie relatifs au Canada sont les suivants : 1. Agriculture 2. Industries primaires 3. Fabrication de biens non durables 4. Fabrication de biens durables 5. Construction 6. Transports, communications et autres services publics 7. Commerce de gros 8. Commerce de détail 9. Finance, assurances et services immobiliers 10. Services communautaires 11. Services personnels 12. Services aux entreprises et services divers 13. Administrations publiques. La droite de régression provient des estimations produites à l'aide de la méthode des moindres carrés pondérés.

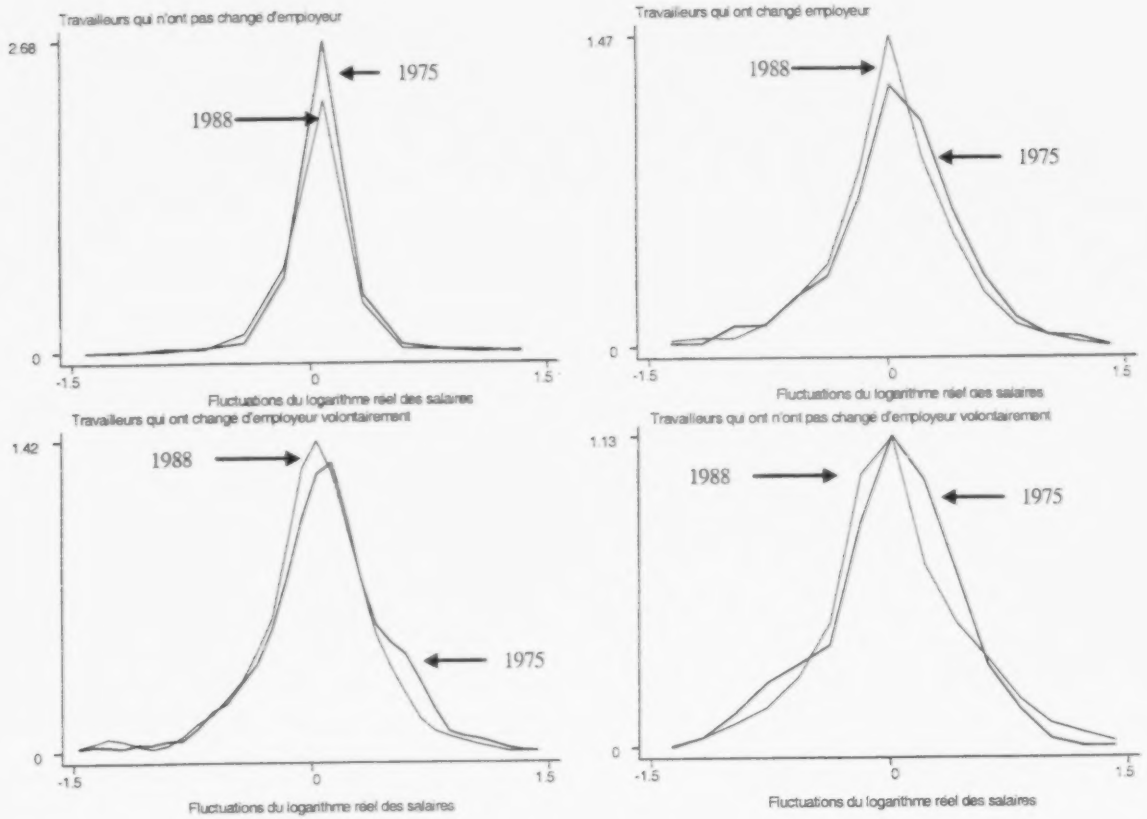
Source : Les données relatives à la variation des taux de RECE aux États-Unis sont tirées de la *Current Population Survey* des mois de mai de 1976 et 1977 ainsi que de la *Panel Study of Income Dynamics* de 1988 à 1993. Les données américaines sur la dispersion des salaires sont tirées de la *Current Population Survey* des mois de mars des années 1977 à 1989. Les données sur la variation des taux de RECE au Canada sont tirées de l'Enquête sur la population active des mois de mars des années 1976 à 1980 et 1991 à 1995. Les données canadiennes relatives à la dispersion des salaires sont tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs de 1981 à 1996.

Figure 10
Taux de transition annuels, travailleurs occupés salariés de sexe masculin et âgés de 23 à 31 ans



Source: Échantillon d'hommes âgés de 23 à 31 ans qui étaient des travailleurs salariés dans leur emploi principal lors de la NLSYM de 1975 et de la NLSY de 1988.

Figure 11
Répartitions des variations annuelles des salaires logarithmiques réels



Note: Les distributions sont estimées à l'aide de la fonction de densité à noyau d'Epanechnikov. L'amplitude du noyau est calculée de la manière suivante : $h = 0.9m / n^{1/5}$, où n représente le nombre d'observations et m, l'écart type de x.

Annexe A **Variation des taux de RECE d'une période à l'autre, par industrie**

Tableau A1
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi, par industrie, Canada

	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995
Secteurs producteurs de biens				
1. Agriculture	0,033	0,042	0,032	0,042
2. Foresterie	0,034	0,051	0,049	0,038
3. Pêche et piégeage	0,025	0,038	0,018	0,053
4. Mines, carrières et puits de pétrole	0,020	0,027	0,037	0,042
5. Aliments, boissons et tabac	0,019	0,024	0,032	0,030
6. Caoutchouc et matières plastiques	0,026	0,016	0,024	0,030
7. Cuir	0,016	0,029	0,022	0,051
8. Textiles	0,010	0,018	0,021	0,037
9. Habillement	0,014	0,012	0,022	0,024
10. Bois	0,027	0,026	0,033	0,039
11. Meubles et articles d'ameublement	0,019	0,023	0,030	0,038
12. Papier et produits connexes	0,009	0,013	0,010	0,018
13. Impression, édition et activités connexes	0,037	0,037	0,052	0,051
14. Métaux de première transformation	0,009	0,013	0,022	0,015
15. Produits métalliques ouvrés	0,022	0,026	0,029	0,037
16. Machines	0,020	0,022	0,030	0,030
17. Matériel de transport	0,011	0,014	0,019	0,024
18. Produits électriques	0,019	0,023	0,033	0,043
19. Produits minéraux non métalliques	0,020	0,025	0,029	0,029
20. Produits du pétrole et du charbon	0,009	0,017	0,008	0,033
21. Produits chimiques	0,015	0,023	0,021	0,027
22. Produits divers	0,018	0,026	0,028	0,021
23. Secteurs de la construction	0,027	0,039	0,042	0,051
Secteurs producteurs de services				
24. Transports	0,021	0,028	0,036	0,039
25. Entreposage	0,018	0,039	0,028	0,024
26. Communications	0,013	0,015	0,032	0,036
27. Services publics d'approvisionnement en électricité, gaz et eau	0,014	0,014	0,018	0,019
28. Commerce de gros	0,022	0,034	0,038	0,044
29. Commerce de détail	0,035	0,050	0,061	0,066
30. Finance	0,013	0,026	0,031	0,035
31. Assurances et services immobiliers	0,024	0,033	0,038	0,042
32. Écoles primaires et secondaires	0,018	0,020	0,028	0,036
33. Universités et collèges	0,043	0,064	0,064	0,063
34. Autres services d'enseignement	0,044	0,052	0,051	0,062
35. Santé et services d'aide sociale	0,023	0,030	0,038	0,049
36. Organisations religieuses	0,013	0,024	0,030	0,024
37. Divertissement et loisirs	0,058	0,099	0,080	0,099
38. Services aux entreprises	0,041	0,056	0,067	0,060
39. Services personnels	0,027	0,042	0,046	0,056
40. Services d'hébergement	0,059	0,075	0,074	0,080
41. Services de restauration	0,060	0,074	0,088	0,095
42. Services divers	0,063	0,058	0,068	0,089
43. Administration fédérale	0,033	0,037	0,047	0,047
44. Administrations provinciales	0,025	0,030	0,048	0,044
45. Services municipaux et autres services d'administrations publiques	0,018	0,025	0,035	0,042

Source: Enquête sur la population active des mois de mars des années 1976 à 1995. L'échantillon est composé de travailleurs occupés salariés.

Table A2
Taux de recherche d'emploi en cours d'emploi par industrie, États-Unis

	1976-1977	1988-1993
Secteurs producteurs de biens		
1. Agriculture	0,039	0,084
2. Autres industries primaires	0,027	0,043
3. Construction	0,038	0,096
4. Bois d'œuvre et produits du bois	0,035	0,090
5. Meubles et articles d'ameublement	0,035	0,061
6. Pierre, argile et verre	0,025	0,153
7. Industries des métaux	0,023	0,051
8. Machines	0,028	0,066
9. Machines, matériel et fournitures électriques	0,024	0,063
10. Transport	0,021	0,087
11. Activités de fabrication diverses	0,030	0,072
12. Aliments, boissons et tabac	0,030	0,068
13. Produits d'usines de textile	0,030	0,054
14. Habillement	0,024	0,102
15. Papier et produits connexes	0,019	0,098
16. Impression et édition	0,028	0,057
17. Produits chimiques et produits du pétrole et du charbon	0,018	0,076
18. Caoutchouc et matières plastiques	0,017	0,078
Secteurs producteurs de services		
19. Services de transport	0,030	0,081
20. Communications	0,024	0,041
21. Services publics et services d'hygiène	0,015	0,058
22. Commerce de gros	0,029	0,102
23. Commerce de détail	0,047	0,118
24. Finance	0,032	0,103
25. Assurances et services immobiliers	0,040	0,088
26. Services aux entreprises	0,065	0,146
27. Services de réparation	0,022	0,161
28. Services personnels	0,045	0,132
29. Divertissement et loisirs	0,088	0,101
30. Services de santé	0,035	0,091
31. Services d'aide sociale et services religieux	0,040	0,088
32. Services d'enseignement	0,065	0,075
33. Autres services professionnels	0,054	0,092
34. Services postaux	0,011	0,031
35. Administration fédérale	0,027	0,087
36. Administrations des États	0,032	0,093
37. Administrations municipales	0,041	0,063

Source: *Current Population Survey* des mois de mai de 1976 et 1997 et *Panel Study of Income Dynamics* de 1988 à 1993. L'échantillon est composé de chefs de ménage et d'épouses qui étaient des travailleurs occupés salariés.

Annexe B **Méthode d'estimation des moindres carrés pondérés**

Les estimations obtenues à l'aide la méthode des moindres carrés pondérés complètent les estimations obtenues au moyen de la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires en pondérant davantage les observations fondées sur de grandes tailles de cellule. Nous souhaitons estimer l'équations suivante :

$$\Delta p_i = \alpha + \beta x_i + \nu_i, \tag{1}$$

où Δp_i représente la variation réelle des taux de RECE enregistrée au sein de l'industrie i, x_i le degré de certaines autres variations enregistrées par l'industrie i au cours de la même période, et ν_i, une erreur aléatoire ayant une valeur prévue de 0 et une variance uniforme de σ^2. Le problème, évidemment, c'est que nous n'observons pas Δp_i. Nous devons plutôt estimer

$$\Delta \hat{p}_i = \alpha + \beta x_i + e_i \tag{2}$$

où $\Delta \hat{p}_i$ représente la variation estimée des taux de RECE que connaît l'industrie i, et β, les estimations des taux de RECE présentées dans les figures 4, 5, 6, 8 et 9. Le terme d'erreur de (2), soit e_i, ne présente pas une variance uniforme. Cette variance est plutôt ,

$$Var(e_i) = Var(p_{il}) + Var(p_{ie}) + \sigma^2 \tag{3}$$

où p_{il} et p_{ie} représentent les taux de RECE de l'industrie i pour la période initiale et la période finale respectivement. Afin de corriger cette hétéroscédasticité, l'estimation de β est obtenue plutôt de la manière suivante :

$$\frac{\Delta \hat{p}_i}{\sqrt{w_i}} = \frac{\alpha}{\sqrt{w_i}} + \frac{\beta x_i}{\sqrt{w_i}} + \frac{e_i}{\sqrt{w_i}} \tag{4}$$

où w_i est donné par le côté droit de l'équation (3) et où l'on obtient une estimation de σ^2 de la manière suivante :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \hat{e}_i^2}{n-1} - \frac{\sum (Var(\hat{p}_{il}) + Var(\hat{p}_{ie}))}{n} \tag{5}$$

Bibliographie

Altonji, Joseph et Christina Paxson. 1988. "Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-Offs." *Journal of Labor Economics.* Vol 6, No.2: 254-76.

Bar-Or, Yuval, John Burbidge, Lonnie Magee et Leslie Robb. 1995. "The Wage Premium to a University Education in Canada, 1971-1991." *Journal of Labor Economics.* Vol.13, No. 4: 768-94.

Belzil, Christian. 1996. "Relative Efficiencies and Comparative Advantages in Job Search." *Journal of Labor Economics.* Vol. 14, No.1: 154-73.

Bernhardt, Annette, Martina Morris, Mark S. Handcock et Marc A. Scott. 2000. "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men." Dans *On the Job: Is Long-Term Employment a Thing of the Past* (D. Neumark, editeur.). New York: Russell Sage Foundation.

Bhaskar, V., Alan Manning et Ted To. 2002. "Oligopsony and Monopsonistic Competition in Labor Markets." *Journal of Economic Perspectives.* Vol.16, No. 2: 155-74.

Black, Matthew. 1981. "An Empirical Test of the Theory of On-the-job Search." *Journal of Human Resources.* Vol. 16, No. 1: 129-40.

Blau, David. 1991. "Search for Nonwage Job Characteristics: A Test of the Reservation Wage Hypothesis." *Journal of Labor Economics.* Vol. 9, No. 2: 186-205.

Blau, David et Philip Robins. 1990. "Job Search Outcomes for the Employed and Unemployed." *Journal of Political Economy.* Vol. 98, No. 3: 637-55.

Blinder, Alan S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources.* Vol. 8: 436-55.

Brown, James et Audrey Light. 1992. "Interpreting Panel Data on Job Tenure." *Journal of Labor Economics.* Vol. 10, No. 3: 219-57.

Burdett, Kenneth. 1977. "On-the-job search and quit rates." Dans *Studies in Modern Economic Analysis* (M.J. Artis and A.R. Nobay, néd.). Oxford: Basil Blackwell.

Burdett, Kenneth. 1978. "A Theory of Employee Job Search and Quit Rates." *American Economic Review.* Vol. 68, No.1: 212-20.

Burdett, Kenneth et Dale T. Mortensen. 1980. "Search, Layoffs, and Labor Market Equilibrium." *Journal of Political Economy.* Vol. 88, No. 4: 652-72.

Burgess, Paul et Stuart Low. 1992. "Preunemployment Job Search and Advance Job Loss Notice." *Journal of Labor Economics.* Vol. 10, No. 3: 258-87.

Doiron, Denise J. et W. Craig Riddell. 1994. "The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada." *Journal of Human Resources.* Vol. 29, No. 2: 504-34.

Even, William E. et David A Macpherson. 1993. "The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap." *The Journal of Human Resources.* Vol. 28: 279-96.

Fallick, Bruce et Charles Fleischman. 2001. The Importance of Employer-to-Employer Flows in the U.S. Labor Market. Federal Reserve Board, Washington DC.

Fitzgerald, John, Peter Gottschalk et Robert Moffitt. 1998. "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics." *Journal of Human Resources.* Vol. 33, No. 2: 251-99.

Gottschalk, Peter et Tim Maloney. 1985. "Involuntary Terminations, Unemployment and Job Matching: A Test of Job Search Theory." *Journal of Labor Economics.* Vol. 3, No.2: 109-23.

Gottschalk, Peter et Robert Moffitt. 2000. "Job Instability and Insecurity for Males and Females in the 1980s and 1990s." Dans *On the Job: Is Long-Term Employment a Thing of the Past* (D. Neumark, éditeur.). New York: Russell Sage Foundation.

Green, David et Craig Riddell. 1996. "Job Durations in Canada: Is Long-Term Employment Declining." Discussion Paper DP-40. Vancouver: University of British Columbia, Centre for Research on Economic and Social Policy.

Hamermesh, Daniel. 2001. "12 Million Salaried Workers Are Missing." Manuscript non publié.

Heisz. 1996. "Évolution de la durée des emplois au Canada." *L'observateur économique canadien.* 9: 3.1-3.9. N° 11-010-X1B au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.

Hey, John et Chris McKenna. 1979. "To Move or Not to Move?" *Economica.* Vol. 46: 175-85.

Holzer, Harry. 1987. "Job Search by Employed and Unemployed Youth." *Industrial and Labor Relations Review.* Vol. 40: 601-11.

Jovanovic, B. 1979. "Job Matching and the Theory of Turnover." *Journal of Political Economy.* Vol. 87: 972-90.

Jones, Stephen et Peter Kuhn. 1996. "Is Employed Job Search Really More Effective?" McMaster University document de travail.

Lilien, David. 1992. "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment." *Journal of Political Economy.* Vol. 90, No. 4: 777-93.

McLaughlin, Kenneth J. 1991. "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover." *Journal of Political Economy.* Vol. 99, No. 1: 1-29.

Meisenheimer II, Joseph R. et Randy E. Ilg. 2000. "Looking for a 'better' job: job-search activity of the employed." *Labor Review.* 3 septembre -14.

Monks, James et Steven Pizer. 1998. "Trends in Voluntary and Involuntary Job Turnover." *Industrial Relations*. Vol. 37, No. 4: 440-59.

Morissette, René et Marie Drolet. 2001. "Pension coverage and retirement savings of young and prime-aged workers in Canada, 1986-1997." *Revue canadienne d'économique*. Vol. 34, No. 1: 100-19.

Mortensen, D. 1986. "Job Search and Labor Market Analysis." Dans O. Ashenfelter and R. Layard (éditeurs), *Handbook of Labor Economics*. Vol. II (Amsterdam: North-Holland), 849-919.

Neumark, David (réd.). 2000. *On the Job: Is Long-Term Employment a Thing of the Past?* New York: Russell Sage Foundation.

Oaxaca, Ronald L. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*. Vol. 9: 693-709.

Pissarides, Christopher. 1994. "Search Unemployment with On-the-job Search." *Review of Economic Studies*. Vol. 61, 457-75.

Pissarides, Christopher et Jonathan Wadsworth. 1994. "On-the-job search." *European Economic Review*. Vol. 38: 385-401.

Polivka, Anne. 1996. "Contingent and Alternative Work Arrangements, Defined." *Monthly Labor Review*. Vol. 119, No. 10: 3-9.

Polsky, Daniel. 1999. "Changing Consequences of Job Separation in the United States." *Industrial and Labour Relations Review*. Vol. 52. No. 4: 565-80.

Rosenfeld, Carl. 1977. "The extent of job search by employed workers." *Monthly Labor Review*. (March), 58-62.

Segal, Lewis et Daniel Sullivan. 1997. "The Growth of Temporary Services Work." *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 11, No. 2: 117-36.

Shapiro, Carl et Joseph Stiglitz. 1984. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device." *American Economic Review*. Vol. 74, No.3: 433-44.

Statistique Canada. *Information population active*. N°. 71-001 au catalogue, mensuel 1976-1995. Ottawa.

Stewart, Jay (2002). "Recent Trends in Job Stability and Job Security: Evidence from the March CPS." Document de travail #356 NBER.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* **par Garnett Picot et John Heath (1991)**

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* **par Brian B. Murphy (1991)**

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* **par John Baldwin et Richard Caves (1992)**

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* **par Miles Corak (1992)**

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* **par Michael C. Wolfson (1992)**

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* **par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)**

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* **par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)**

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* **par Miles Corak (1992)**

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* **par John Baldwin (1992)**

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* **par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)**

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* **par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)**

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* **par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)**

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* **par Paul K. Gorecki (1992)**

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* **par Miles Corak et Stephen Jones (1993)**

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* **par Miles Corak (1992)**

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* **par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)**

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* **par Miles Corak (1993)**

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* **par René Morissette (1993)**

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* **par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)**

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* **par John S. Crysdale (1993)**

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* **par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)**

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)**

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **par John Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* ***par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)***

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* ***par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)***

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* ***par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)***

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* ***par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)***

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)***

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* ***par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)***

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* **par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)**

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* **par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)**

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* **par John R. Baldwin (Septembre 1997)**

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* **par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)**

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* **par Rachel Bernier (Décembre 1997)**

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* **par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)**

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* **par Myles Zyblock (Décembre 1997)**

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* **par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)**

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)**

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* **par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)**

N° 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* **par Garnett Picot (Juillet 1998)**

N° 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)**

N° 118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* **par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)**

N° 119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* **par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)**

N° 120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* **par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)**

N° 121 *Un portrait des entrées et des sorties* **par John Baldwin (Juin 1999)**

N° 122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* **par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)**

N° 123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* **(John Baldwin)**

N° 124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* **par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)**

N° 125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N° 126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* **par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)**

N°127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques **par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)**

N°128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises **par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)**

N°129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 **par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)**

N°130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux **par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)**

N°131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés **par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)**

N°132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? **par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)**

N°133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada **par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)**

N°134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)**

N°135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N°136 Annuler

N°137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N°138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N°139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N°140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N°141 Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990, **Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)**

N°142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* **par Ross Finnie (Août 2000)**

N°143 Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises **par Guy Gellatly (Décembre 1999)**

N°144 Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus **par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)**

N°145 Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ? **par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)**

N°146 Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ? **par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)**

N° 147 *La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés* ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N° 148 *Le marché du travail des années 1990* ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N° 149 *Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes* ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 150 *Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada* ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N° 151 *Les multinationales et le processus d'innovation au Canada* ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N° 152 *Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir* ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N° 153 *Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural,* ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N° 154 *La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique,* ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Annulé

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 Annuler

N°168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* **John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)**

N°169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* **John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)**

N°170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* **Andrew Heisz (Mai 2001)**

N°171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* **Miles Corak (Octobre, 2001)**

N°172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* **G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)**

N°173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* **John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)**

N°174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* **John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)**

N°175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* **David Sabourin (Septembre 2001)**

N°176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* **René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)**

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* **Tara Vinodrai (Novembre 2001)**

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* **Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)**

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* **John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)**

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* **John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)**

N°181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* **Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps** *(23 octobre 2002)*

N°182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* **par Abdurrahman Aydemir** *(23octobre 2002)*

N°183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* **Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)**

N°184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* **Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)**

N°185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* **Philip Oreopoulos (Juin 2002)**

N°186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* **Marie Drolet (Le 1 mai 2002)**

N°187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* **René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)**

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 *Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique,* ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 *Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?,* ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 *Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources,* ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

N° 203 *Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail* ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

N° 204 *Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants,* ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

N° 205 *L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis,* ***par Jen Baggs (28 avril 2004)***

N° 206 *Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto,* ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

N° 207 *Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi,* ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

N° 208 *Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles?* ***par Chetan Dave (17 décembre 2004)***

N° 209 *Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis,* ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

N° 210 Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires, ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

N° 211-214 à venir

N° 215 Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies, ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

N° 216 Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue, ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

N° 217 Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

N° 218 Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada? ***René Morissette (25 mars 2004)***

N° 219 Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)***

N° 219 REVISÉ : Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (16 décembre 2004)***

N° 220 Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie, ***Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)***

N° 221 Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes, ***Feng Hou (2 juillet 2004)***

N° 222 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles, ***Garnett Picot, (15 juillet 2004)***

N° 223 Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite, ***Grant Schellenberg, (29 juin 2004)***

N° 224 Utilisation du transport en commun chez les immigrants, ***Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)***

N° 225 Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000 ***par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)***

N° 226 Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990? ***par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)***

N° 227 Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada, ***par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)***

N° 228 Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué, ***par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)***

N° 229 Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver, ***par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)***

N° 230 Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000, ***par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)***

N° 231 La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques, ***Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)***

N° 232 Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir, ***par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)***

N° 233 Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants, ***par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)***

N° 234 Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien, ***par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)***

N° 235 L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes, ***par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)***

N° 236 à venir

N° 237 Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires, ***par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman (18 janvier 2005)***

No 238 Diminution de l'avantage des immigrants en matière de propriété : analyse de cycle de vie de la baisse de fortunes et de l'évolution de l'accession à la propriété chez les immigrants de Montréal, Toronto et Vancouver, 1981-2001 ***par Michael Haan (3 février 2005)***

N° 239 Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ? ***par René Morissette et Anick Johnson (26 janvier 2005)***

N° 240 L'inégalité du revenu et le faible revenu au Canada : une perspective internationale, ***par Garnett Picot et John Myles (10 février 2005)***

N° 241 Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996, ***par Casey Warman (25 février 2005)***

N° 242 Faire la transition : les répercussions du passage de l'école primaire à l'école secondaire sur le rendement scolaire et l'adaptation psychologique des adolescents, ***par Garth Lipps (1 mars 2005)***

N° 243 Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990? ***par Marie Drolet (15 février 2005)***

N° 244 L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États Unis? ***par Marc Frenette (15 mars 2005)***

N° 245 Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie, ***par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005)***

N° 246 ***Sommaire de :*** *Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* ***par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005) – Internet seulement***

N°247 Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants ***par Nina Ahmed (15 avril 2005)***

N° 248 Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans, ***par René Morissette et Garnett Picot (25 avril 2005)***

N° 249 ***Sommaire de :*** *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* ***par René Morissette et Garnett Picot (25 avril, 2005) – Internet seulement***

N° 250 Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi, ***par Mikal Skuterud (29 avril 2005)***